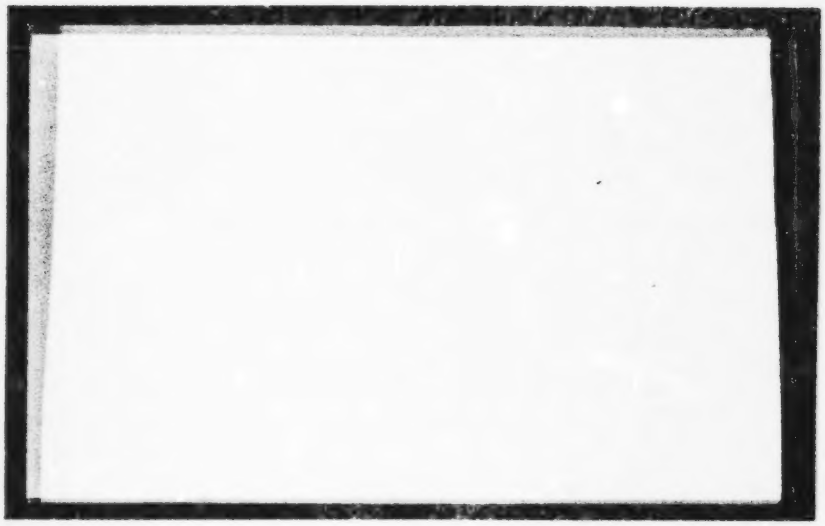
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL



CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

ÉVALUATION DE L'IMPACT DES CHANGEMENTS STRUCTURELS SUR DES CHOIX DE RÉSIDENCE

par

Jacques Desrosiers et Alain Lapointe

Université de Montréal

Centre de recherche sur les transports - Publication #329
Ecole des Hautes Etudes Commerciales -
Les Cahiers du Gérad - G-83-19

Septembre 1983

Dépôt légal - 1er trimestre 1984

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier Messieurs Michel Poitevin et Martin Desrochers qui ont assumé avec beaucoup de compétence et de dévouement l'exécution des travaux sur l'ordinateur. Nous remercions également Mme Carmelle Paré pour l'excellent travail de dactylographie.

Cette recherche a été rendue possible grâce à une subvention de la Société canadienne d'hypothèques et de logement.

PLAN

Page

1. INTRODUCTION 1

1.1 Objectifs de l'étude 2
1.2 Les étapes du modèle 3
1.3 Présentation du rapport 5

2. LES COMPOSANTES DU MODELE: QUELQUES CONSIDERATIONS THEORIQUES ... 6

2.1 Le modèle de choix probabiliste 6

2.1.1 Hypothèse du modèle 6
2.1.2 Fonctions d'utilité 8
2.1.3 Le modèle logit multinomial 9
2.1.4 Le modèle de choix séquentiel 12

2.2 Modèle de minimisation de l'information 16

2.2.1 Formulation du modèle 16
2.2.2 Justification 17
2.2.3 Propriétés 18
2.2.4 Méthode de résolution 21

3. LES DONNEES 24

3.1 Les problèmes de l'échantillon 24

3.1.1 La représentativité de l'échantillon 24
3.1.2 La qualité des estimateurs et l'échantillon 27

3.2 Les caractéristiques de l'échantillon 31

3.2.1 La distribution des alternatives 31
3.2.2 La distribution des ménages selon leurs caractéristiques socio-économiques 33
3.2.3 La distribution des alternatives selon les caractéristiques socio-économiques des ménages 35
3.2.4 Les tableaux de contingences 41

Page

4. ESTIMATION DU MODELE DE CHOIX PROBABILISTE 47

4.1 Le calcul préalable des prix effectifs minimum 47

4.1.1 Modèle de choix séquentiel et localisation optimale 48

4.1.2 Méthode de calcul des prix effectifs minimum 50

4.1.3 Les estimations de prix minimum pour la Région Métropolitaine de Montréal 56

4.2 Spécification empirique du modèle de choix probabiliste ... 63

4.2.1 Formulation empirique du modèle 63

4.2.2 Les sources possibles de biais 67

4.3 Résultats des estimations 69

4.3.1 Estimation du modèle hiérarchique 69

4.3.2 Estimation du modèle séquentiel 81

4.3.3 Estimation du modèle simultané 85

5. PROBABILITES DE CHOIX ET ANALYSE DES SCENARIOS 89

5.1 Les probabilités de choix par groupes socio-économiques ... 89

5.1.1 Les probabilités estimées 89

5.1.2 Les probabilités ajustées aux contraintes 92

5.2 L'analyse des scénarios 96

5.2.1 La base des scénarios étudiés 96

5.2.2 L'analyse des résultats 98

CONCLUSION 112

BIBLIOGRAPHIE 114

LISTE DES TABLEAUX

		Page
3.1	DISTRIBUTION DES OBSERVATIONS PAR ECHANTILLON	26
3.2	DISTRIBUTION DES TYPES DE LOGEMENT DANS L'ECHANTILLON ET DANS LA POPULATION	28
3.3	PONDERATION W(j) ET TAILLE DE L'ECHANTILLON REPRESENTATIF	30
3.4	DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SUR L'ECHANTILLON PONDERE	32
3.5	DISTRIBUTION DES MENAGES SELON LES CATACTERISTIQUES SOCIO-ECONOMIQUES	34
3.6	DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON LE NIVEAU DE REVENU	36
3.7	DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON LA TAILLE DU MENAGE	38
3.8	DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON L'AGE DU CHEF	40
3.9	TABLEAU DE CONTINGENCES: CHOIX D'UN UNIFAMILIAL	42
3.10	TABLEAU DE CONTINGENCES: CHOIX D'UN PLEX	44
3.11	TABLEAU DE CONTINGENCES: CHOIX D'UN WALK UP	45
4.1	DISTRIBUTION SPATIALES DES ALTERNATIVES PAR TYPE DE LOGEMENT	55
4.2	DISTANCE MOYENNE A L'EMPLOI SELON LE TYPE DE LOGEMENT ET LE NIVEAU DE REVENU (minutes)	56
4.3	COUTS MOYENS DE TRANSPORT SELON LE MODE, PAR CATEGORIE DE REVENU ET TYPE DE LOGEMENT	58
4.4	MOYENNE DES PRIX EFFECTIFS MINIMUM ET ECART TYPE	60
4.5	RESULTATS DES SIMULATIONS DE HAUSSE DES COUTS DE TRANSPORT SUR LES PRIX MINIMUM	61
4.6	DEFINITION DE L'ENSEMBLE DES CHOIX	64
4.7	RESULTATS DE REGRESSION DU MODELE HIERARCHIQUE	73
4.8	ELASTICITES DIRECTES ET CROISEES CHOIX DU MODE D'OCCUPATION	75
4.9	ELASTICITES DIRECTES (E_{11}) ET ELASTICITES CROISEES (E_{12}) MODELE DE CHOIX HIERARCHIQUE	77

		Page
4.10	EFFET D'UN CHANGEMENT DES VARIABLES EXPLICATIVES SUR LA PROBABILITE DE CHAQUE ALTERNATIVE	79
4.11	ESTIMATION DU MODELE SEQUENTIEL AVEC VALEUR INCLUSIVE	84
4.12	ESTIMATION DU MODELE LOGIT MULTINOMIAL (12 alternatives)	86
5.1	CATEGORIES SOCIO-ECONOMIQUES ET MOYENNES DES VARIABLES	90
5.2	PROBABILITES INITIALES - SCENARIO 1	93
5.3	PROBABILITES AJUSTEES	94
5.4	INFORMATION DE BASE SUR LES SCENARIOS	97
5.5	DESEQUILIBRES SUR LE STOCK ASSOCIES A CHAQUE SCENARIO DU COTE DE LA DEMANDE	99
5.6	DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES - SCENARIO 1	101
5.7	NOUVELLES PROBABILITES - SCENARIO 1	102
5.8	DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES SCENARIO 2	104
5.9	NOUVELLES PROBABILITES - SCENARIO 2	105
5.10	DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES SCENARIO 3	107
5.11	NOUVELLES PROBABILITES - SCENARIO 3	108
5.12	DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES - SCENARIO 4	110
5.13	NOUVELLES PROBABILITES - SCENARIO 4	111
A1	RESULTATS DE REGRESSION DU MODELE HIERARCHIQUE 2 niveaux	118

1. INTRODUCTION

Les modèles développés jusqu'à maintenant dans le domaine urbain, que ce soient les modèles économétriques ou encore les modèles déterministes de simulation, n'ont généralement pas fournis les résultats qu'on en attendait. La tentative la plus ambitieuse à cet égard fut certainement le modèle du NBER[1]. L'expérience avec ce modèle a montré amplement la difficulté de marier une approche théorique rigoureuse avec une vérification économétrique qui présente les mêmes qualités. Ces expériences ont contribué à entretenir un certain scepticisme envers les modèles d'une telle complexité.

Les modifications structurelles qui s'opèrent actuellement sur le marché du logement reposent avec toute sa pertinence la question de l'utilité de tels modèles. L'évolution démographique, caractérisée par une baisse de la natalité et le vieillissement de la population modifie considérablement la composition de la demande de logement de même que l'attrait relatif de l'accessibilité à l'emploi par rapport à l'espace. Ces modifications structurelles majeures couplées à l'augmentation des prix relatifs du transport vont affecter considérablement les choix résidentiels tant du point de vue de la localisation à l'intérieur de l'espace urbain que du point de vue du type d'habitat.

La présente étude a pour objectif premier de développer un modèle qui permette d'évaluer l'impact de ces changements structurels sur les choix de résidence de différents groupes de ménages de même que sur les prix du logement. Nous allons dans cette introduction exposer de façon plus précise les objectifs de la présente étude et présenter les diverses étapes du modèle de même que le plan du rapport.

---

1. Ingram, G., Kain, J. et Ginn, J.R. "The National Bureau of Economic Research, Detroit Prototype, Urban Simulation Model", Columbia University Press, 1972.

1.1 Les objectifs de l'étude

Nous avons mentionné que l'objectif de l'étude est de développer dans un premier temps un modèle permettant d'évaluer l'impact des changements structurels sur les choix de résidence. Ce modèle est appliqué, dans un second temps, à la Région Métropolitaine de Montréal à partir de l'enquête de l'INRS-URBANISATION sur les Nouveaux Espaces Résidentiels (NER) effectuée en 1978. Cette dernière enquête est la seule qui nous fournissait l'information nécessaire au développement du modèle. En effet, nous avions besoin de données sur les ménages individuels pour lesquels, entre autre, le lieu d'emploi et celui de résidence étaient rapportés.

Cette enquête n'a pas été développée pour les fins de la présente étude. En fait, elle avait pour objectif immédiat la description du processus d'urbanisation au Québec tel qu'il apparaissait dans ces ensembles spatio-temporels que sont les Nouveaux Espaces Résidentiels (NER). Cette information sur les NER était complétée par une enquête dans le vieux stock de logements et les transactions MLS pour fins de comparaisons. Ainsi, en raison des objectifs particuliers qui ont motivé chacune de ces enquêtes, l'ensemble s'avère très peu représentatif de la population.

C'est donc avec un échantillon biaisé qu'il a fallu travailler. Ceci a contribué grandement à compliquer l'estimation du modèle. La méthodologie qui est exposée dans la présente étude prend toujours en considération le fait que l'échantillon utilisé est biaisé. Les ajustements proposés pour tenir compte de cette caractéristique nous permettent d'obtenir quand même une bonne représentation de la structure des choix résidentiels. Même si on peut présumer que la performance du modèle aurait été améliorée avec un échantillon représentatif, les résultats obtenus dans la présente étude sont fiables et constituent un outil privilégié pour la planification des interventions gouvernementales en matière d'habitation.

1.2 Les étapes du modèle

Le modèle comprend essentiellement deux grandes étapes; la dérivation de la demande ex-ante à l'aide du modèle de choix probabiliste et la détermination de la demande ex-post qui assure l'équilibre avec les contraintes de l'offre. De fait, ex-post, la demande de l'ensemble des ménages pour un type de logement donné doit respecter les disponibilités de ce type de logement dans le stock. De plus, la demande d'un groupe donné de ménages pour chacun des types doit être égal au nombre de ménages dans ce groupe.

L'étape de la détermination de la demande ex-ante s'appuie sur l'estimation des modèles probabilistes du type logit multinomial qu'il soit hiérarchique, séquentiel ou encore simultané. Ces modèles permettent de déterminer au niveau du ménage la probabilité de choisir telle ou telle alternative résidentielle en fonction des caractéristiques socio-économiques des ménages et des attributs de ces alternatives.[1] On peut ensuite agréger ces choix individuels pour des groupes homogènes de ménages. Pour chaque sous-groupe, on connaît la valeur moyenne des variables explicatives. C'est, en appliquant ces moyennes au modèle estimé pour l'ensemble des choix accessibles à chaque sous-groupe que l'on peut obtenir la probabilité de choisir chacune des alternatives.

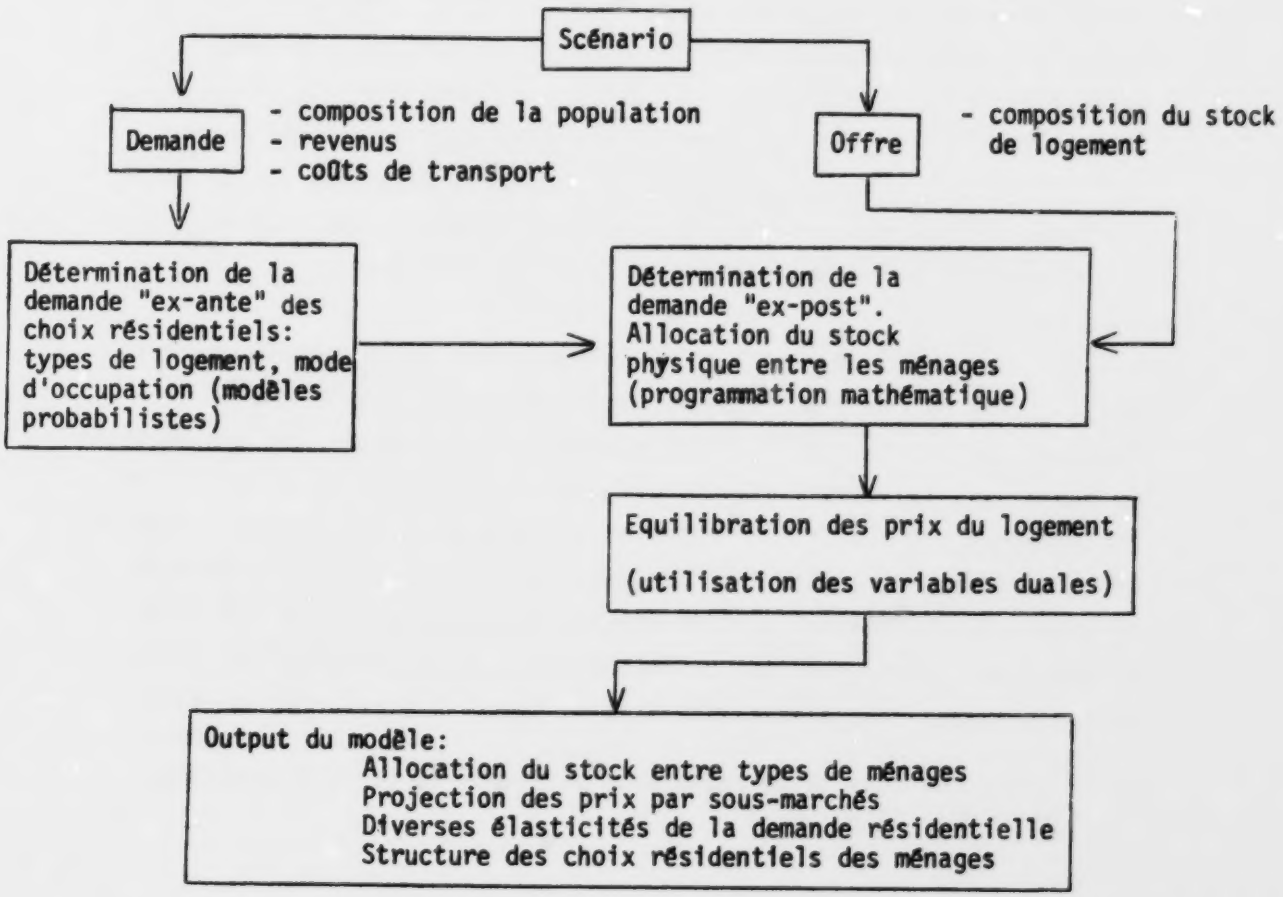
La seconde étape porte sur la détermination de la demande ex-post. L'allocation du stock de logements dans les ménages s'effectue en confrontant la direction de la demande telle qu'exprimée par les probabilités de choix avec les contraintes sur le stock physique. L'idée consiste à minimiser un indicateur de distance entre deux distributions de probabilités dont l'une correspond à la demande ex-post et l'autre à la demande ex-ante. Cet indicateur de distance est la mesure d'information. Il s'agit d'appliquer un programme mathématique de minimisation de l'information sous des contraintes linéaires de stock. Le résultat de cette

1. A noter que dans cette étude nous utilisons le terme alternative pour signifier un choix.

étape est une nouvelle demande compatible avec les disponibilités dans le stock et un vecteur de variables duales associées aux contraintes de stock indiquant le niveau et le sens de la variable des prix.

Le modèle dans son ensemble permet d'analyser un certain nombre de scénarios de changements structurels soit du côté de la composition des ménages, ou encore de la composition du stock. C'est dans ce cadre que sera analysé l'impact entre autre du vieillissement de la population sur les choix de résidence et les prix du logement. Le schéma suivant illustre les différentes étapes du modèle.

SCHEMA



1.3 Présentation du rapport

Le rapport comprend essentiellement trois grandes parties; la présentation du modèle théorique, l'estimation du modèle de choix probabiliste et finalement l'analyse des scénarios. Dans la partie plus théorique de l'exposition du modèle, présentée au chapitre 2, nous avons voulu limiter la présentation aux seuls éléments pertinents pour l'étape de l'estimation. Ainsi, plusieurs démonstrations sont absentes mais peuvent facilement être retracées dans les publications sur ce genre de modèles. Dans chaque cas, nous donnons les références appropriées.

La partie plus empirique portant sur l'estimation du modèle probabiliste comporte d'abord une présentation des données et de leurs caractéristiques au chapitre 3, ensuite le calcul préalable des prix minimum de même que les résultats d'estimation du modèle logit présentés au chapitre 4. Dans ce dernier chapitre, nous reproduisons uniquement les résultats des spécifications qui sont apparues les meilleures du point de vue de la qualité des estimateurs et de la capacité prévisionnelle. Les références sont faites aux autres spécifications qui ont fait l'objet d'une estimation mais qui n'ont pas été retenues.

Dans la dernière partie, présentée au chapitre 5, un nombre restreint de scénarios est examiné. Il s'agit alors beaucoup plus de montrer le fonctionnement du modèle et d'exposer le type de résultats qui s'en dégage. On aurait pu imaginer une multitude de scénarios possibles, toutefois, ceux qui sont analysés sont largement représentatifs du genre de simulation auquel le modèle peut servir.

2. LES COMPOSANTES DU MODELE: QUELQUES CONSIDERATIONS THEORIQUES

Le modèle que nous proposons dans cette étude en est un d'équilibre où les composantes de la demande sont évaluées à l'aide d'un modèle de choix probabiliste. L'équilibre est atteint lorsque les contraintes sur l'offre sont respectées. De fait, ex-post, la demande de l'ensemble des ménages pour un type de logement donné doit respecter les disponibilités de ce type de logement dans le stock. De plus, la demande d'un groupe donné de ménages pour chacun des types de logement doit être égal au nombre de ménages dans ce groupe. Le modèle d'équilibre comporte donc deux grandes composantes; le modèle de choix probabiliste permettant d'évaluer la demande de chaque type de logement et un modèle de minimisation de l'information sous contraintes assurant la conformité de la demande avec les disponibilités dans le stock. Nous allons discuter successivement chacune de ces composantes.

2.1 Le modèle de choix probabiliste

2.1.1 Hypothèses du modèle

La plupart des contributions théoriques[1] à l'analyse de la localisation supposent que les ménages établissent un ensemble de prix d'offre sur le sol urbain, chaque parcelle allant au plus offrant. Deux particularités de ces modèles méritent d'être soulignées dans le présent contexte. D'une part, le bien considéré, le sol, est homogène et tout ce qui le distingue c'est son accessibilité relative par rapport au centre des affaires (CBD). D'autre part, le ménage, sur la base de l'information dont il dispose sur l'ensemble des choix de localisation, établit les prix d'offre; les prix d'équilibre étant ceux pour lesquels les ménages n'ont plus d'incitation à modifier leur localisation. Dans cette perspective, la dynamique de détermination des prix provient de la demande.

---

1) Alonso, W. Location and Land Use. Harvard University Press, 1964.
Muth, R.F. Cities and Housing. University of Chicago Press, 1969.

Le modèle de choix probabiliste se distingue précisément sur ces deux plans. Le ménage choisit parmi un ensemble de possibilités discrètes de sorte qu'il maximise son utilité compte tenu de leurs prix. Il considère donc les prix comme une donnée du marché. De plus, le bien logement est considéré comme un bien hétérogène composé d'un ensemble d'attributs. On suppose alors que les préférences individuelles dépendent directement de ces attributs[1]. La demande de logement est dérivée des demandes pour les divers attributs qui le composent. Toutefois, dans le cas du logement, le bien est indivisible et fait l'objet d'un nombre limité de transactions. Même si l'on suppose un ensemble continu d'attributs, le ménage ne pourra généralement substituer entre les différents attributs qu'en modifiant son choix de logement ou de localisation. Donc, les décisions du ménage s'expriment sur un ensemble de choix discrets. Ceci constitue une des particularités des modèles de choix probabilistes.

Le stock de logements est décomposé en un ensemble de sous-marchés définis par un groupe de logements homogènes du point de vue de leurs attributs. Chaque logement n'appartient qu'à un seul sous-marché. C'est ainsi que l'on peut distinguer, par exemple, le sous-marché des petits logements locatifs de forte densité. Trois attributs servent alors à distinguer chaque sous-marché: le mode d'occupation, la grandeur du logement et la densité résidentielle. De la même façon, nous allons définir différents segments de la population des ménages. Chaque segment est composé d'un ensemble de ménages présentant des caractéristiques socio-économiques semblables. Par exemple, un segment peut être défini en fonction du niveau de revenu, le nombre de personnes qui compose le ménage et l'âge du chef. Un ménage ne peut appartenir qu'à un seul segment.

---

1. Lancaster, K.J. Consumer Demand: A New Approach, Columbia University Press, 1971.

Finalement, on suppose que les ménages sont parfaitement mobiles sur le marché et qu'ils appuient leurs décisions sur l'information disponible au moment de la prise de décision. Les considérations spécifiques au marché de la propriété telles que le gain de capital, le paiement initial et les taux d'intérêt ne sont pas pris en compte explicitement. Sur la base du prix des propriétés, on obtient un loyer implicite qui permet de considérer l'ensemble du marché du logement plus ou moins comme un marché locatif.

2.1.2 Fonctions d'utilité aléatoires

Les préférences des ménages peuvent être représentées par une fonction d'utilité aléatoire. Pour le ménage i, cette fonction peut s'exprimer de la façon suivante:

2.1) $U^i_{\ell m} = U(Z_{\ell m}, R_i) + \varepsilon^i_{\ell m}$

où $Z_{\ell m}$ représente le vecteur des attributs du logement ℓ dans le sous-marché m.

R_i est un vecteur des caractéristiques socio-économiques du ménage i.

$\varepsilon^i_{\ell m}$ est l'utilité aléatoire laquelle varie d'un ménage à l'autre selon le type de logement ℓ et le sous-marché ou la localisation m.

On suppose alors que l'utilité peut être décomposée en une partie systématique commune à tous les ménages et une partie aléatoire spécifique à chaque ménage.

Une forme particulière de la fonction d'utilité est la forme linéaire, soit:

2.2) $U^i_{\ell m} = V^i_{\ell m} + \varepsilon^i_{\ell m}$

où $V^i_{\ell m} = \underline{\alpha} Z_{\ell m} + \underline{\beta} R_i$ représente la partie systématique de l'utilité ou ce qu'on va désormais appeler l'utilité stricte. Le terme aléatoire de la fonction d'utilité provient de l'incertitude qui entoure les décisions micro-économiques. Cette incertitude peut provenir des variations de préférences attribuables à des différences socio-économiques non-observées, des variations dues à des attributs non-observés du logement, des variations dans la perception même des attributs, de l'information imparfaite ou tout simplement de l'irrationalité dans les comportements.

L'analyste ne connaît pas la valeur de ce terme aléatoire pour un ménage donné mais peut supposer une certaine distribution sur la population des ménages. C'est précisément l'hypothèse que l'on fait sur la distribution de l'utilité aléatoire laquelle va permettre de définir le type de modèle; le modèle probit ou le logit multinomial. Dans la présente étude, nous utiliserons essentiellement le modèle logit, celui-ci étant beaucoup plus opérationnel que le modèle probit.

2.1.3 Le modèle logit multinomial[1]

On suppose que les ménages choisissent le type de logement et la localisation permettant de maximiser leur utilité. Ainsi, le ménage i choisit le couple (ℓ,m) si et seulement si:

$$U^i_{\ell m} \geq U^i_{gh} \qquad \text{pour tout } (g,h) \neq (\ell,m)$$

où encore en se servant de l'équation 2), on peut écrire:

$$2.3)\quad (V^i_{\ell m} - V^i_{gh}) \geq (\varepsilon^i_{gh} - \varepsilon^i_{\ell m}) \quad \text{pour tout } (g,h) \neq (\ell,m)$$

Puisqu'on ne connaît pas les termes d'erreur, on ne peut déterminer avec certitude si l'inégalité de l'équation 2.3) est respectée ou non. Par contre, on peut supposer que cette inégalité sera respectée avec une certaine probabilité et on peut définir cette probabilité de la façon suivante:

---

1. On trouvera une description de ces modèles dans Anas, A., Residential Location Markets and Urban Transportation, Academic Press, 1982.

2.4) $P^i_{\ell m} = \text{Prob}\left[\varepsilon^i_{gh} - \varepsilon^i_{\ell m} \leq V^i_{\ell m} - V^i_{gh};\ \text{pour tout } (g,h) \neq (\ell,m)\right]$

Cette dernière équation indique que la probabilité qu'un ménage, tiré au hasard dans la population, choisisse le couple (ℓ,m) est égale à la probabilité que la différence de l'utilité aléatoire entre les choix (ℓ,m) et (g,h) soit inférieure à la différence respective de l'utilité représentative.

Afin que le modèle de l'équation 2.4) puisse servir à l'analyse empirique, il faut supposer une certaine distribution de l'utilité aléatoire dans la population. Si on suppose que les termes aléatoires sont distribués de façon identique et indépendante selon une normale multivariée, on obtient alors un modèle probit multinomial. Pour la présente étude, on utilise le modèle logit multinomial obtenu en supposant que les utilités aléatoires sont indépendantes et identiquement distribuées selon une distribution de Weibull, soit:

2.5) $\text{Prob}\left[\varepsilon_{\ell m} \leq v\right] = \exp\left[-\exp\left(-\lambda_i v\right)\right]$ pour tout (ℓ,m)

où $\lambda_i = (\pi/\sqrt{6}) \,/\, \sigma_i$, σ_i étant la déviation standard de la distribution associée au groupe de ménages i.

On peut montrer[1] que si chaque ε est distribuée selon une distribution de Weibull, on obtient:

6) $$P^i_{\ell m} = \frac{\exp\left(\lambda_i V^i_{\ell m}\right)}{\sum_g \sum_h \exp\left(\lambda_i V^i_{gh}\right)}$$

---

1. La démonstration n'est pas faite ici: voir: Hensher, D.A. et Johnson, L.W., Applied Discrete Choice Modelling, John Wiley & Sons, 1981, pp. 38-45.

Le paramètre λ_i est un facteur d'échelle de mesure et, sans perte de généralité, il peut être absorbé dans la définition de l'utilité stricte pour obtenir:

$$2.7)\quad P^i_{\ell m} = \frac{\exp\,(V^i_{\ell m})}{\sum_g \sum_h \exp\,(V^i_{gh})}$$

Le principal avantage du modèle logit multinomial est sa plus grande facilité d'estimation par rapport au modèle probit, tout en étant une bonne approximation de cette dernière distribution.

Une première particularité de ce modèle est que les chances relatives de deux choix quelconques sont indépendantes de l'existence de tout autre choix. Cette propriété découle directement de l'équation 2.7), en effet:

$$\frac{P^i_{\ell m}}{P^i_{gh}} = \exp\,(V^i_{\ell m} - V^i_{gh}) \quad \text{pour tout } (g,h) \neq (\ell,m)$$

Cette propriété d'indépendance des choix, comme nous le verrons dans la prochaine section, permet de simplifier considérablement l'estimation.[1] Cette propriété découle directement de l'hypothèse que les utilités aléatoires sont distribuées indépendamment. Cette propriété risque de ne pas être valide lorsque les choix ne sont pas suffisamment distincts.

---

1. McFadden, D. "Modelling the Choice of Residential Location" in Karlquist et al., Spatial Interaction and Planning Theory, North Holland, 1978.

Une seconde propriété du modèle logit multinomial est que les variables socio-économiques, puisqu'elles sont constantes d'un choix à l'autre, doivent entrer dans la fonction d'utilité d'une façon non linéaire. Dans la présente étude, les variables socio-économiques sont introduites comme variables interactives avec les constantes spécifiques. Elles contribuent à déplacer les probabilités associées à chaque choix.

2.1.4 Le modèle de choix séquentiel

De la façon dont le modèle a été spécifié, il est facile de concevoir que le nombre de choix à considérer peut s'accroître très rapidement. Par exemple, si on identifie seulement 10 sous-marchés et 5 types de logements, on doit alors considérer un ensemble de 50 choix différents. Il est possible d'utiliser les propriétés du modèle logit multinomial pour simplifier l'estimation. En effet, supposons que la fonction d'utilité est additive et séparable, c'est-à-dire:

$$U^i_{\ell m} = V^i_m + V^i_{\ell m} + \varepsilon^i_{\ell m}$$

où V^i_m représente l'utilité représentative qui ne varie qu'en fonction des sous-marchés, par exemple, la localisation par rapport à l'emploi; et $V^i_{\ell m}$ représente l'utilité qui varie à la fois en fonction du sous-marché et le type de logement, par exemple, les attributs du logement.

On peut alors décomposer les probabilités de choix de façon séquentielle; le ménage i choisit le sous-marché m et ensuite le type de logement ℓ étant donné ce sous-marché:

$$P^i_{\ell m} = P^i_m \cdot P^i_{\ell|m}$$

où

$$2.8)\quad P_m^i = \frac{\exp\,(V_m^i)\ .\ \sum_g \exp\,(V_{gm}^i)}{\sum_h \left[\exp(V_h^i)\ .\ \sum_g \exp\,(V_{gh}^i)\right]}$$

$$2.9)\quad P_{\ell|m}^i = \frac{\exp\,(V_{\ell m}^i)}{\sum_g \exp\,(V_{gm}^i)}$$

Si on définit la valeur inclusive

$$I_m^i = \log\left[\sum_g \exp\,(V_{gm}^i)\right]$$

alors on peut réécrire les deux probabilités précédentes:

$$2.10)\quad P_m^i = \frac{\exp\,(V_m^i + I_m^i)}{\sum_h \exp\,(V_h^i + I_h^i)}$$

$$2.11)\quad P_{\ell|m}^i = \frac{\exp\,(V_{\ell m}^i)}{\exp\,(I_m^i)}$$

On peut donc estimer pour chaque sous-marché l'équation 2.9) où le nombre de choix se limite aux types de logement et ensuite estimer l'équation 2.8). Cette procédure réduit considérablement le nombre de choix à considérer à chaque étape. Sous cette forme, le processus de décision du ménage est séquentiel: il choisit d'abord un sous-marché sur la base de l'utilité représentative et le "contenu" logement (valeur inclusive) de chaque sous-marché et ensuite il choisit un logement compte tenu du choix du sous-marché.

Dans le modèle séquentiel représenté par les équations 2.10) et 2.11), le coefficient de la valeur inclusive est contraint à prendre la valeur 1. On peut généraliser le modèle précédent en permettant au coefficient de la valeur inclusive de prendre d'autres valeurs.[1] L'équation 2.10) peut alors s'écrire:

$$2.12)\quad P_m^i = \frac{\exp\left(V_m^i + (1-\delta)\, I_m^i\right)}{\sum_h \exp\left(V_h^i + (1-\delta)\, I_h^i\right)}$$

où $(1-\delta)$ est un coefficient à estimer au même titre que les paramètres de la fonction d'utilité représentative. Si $\delta = 0$, on retrouve le modèle représenté par les équations 2.10) et 2.11). Ceci confirme alors la validité des hypothèses du modèle à savoir que, à l'intérieur de chaque sous-marché, les logements sont perçus comme des choix distincts dont les attributs non observés sont non corrélés. Si $\delta = 1$, l'équation 2.12) devient:

$$P_m^i = \frac{\exp\left(V_m^i\right)}{\sum_h \exp\left(V_h^i\right)}$$

de telle sorte que les sous-marchés sont perçus comme des choix distincts et indépendants de la distribution de l'utilité associée aux logements dans chaque sous-marché. Ceci va se produire lorsqu'il y a similarité ou corrélation des attributs non observés pour les choix de logement dans chaque sous-marché. Dans un tel cas, il n'y a plus de variabilité dans l'utilité qui ne soit prise en compte par l'utilité stricte de telle sorte que la valeur inclusive n'a pas d'influence sur P_m^i et son coefficient est nul.

---

1. Cette généralisation du modèle est attribuable à McFadden, D., op. cit.

Nous avons voulu exposer dans la présente section, l'essentiel du modèle logit multinomial, nous nous sommes limités aux seuls aspects du modèle qui seront utilisés dans la partie empirique de l'étude. Même si à certains égards, cette présentation apparaît théorique, elle est fondamentale à la compréhension et à l'interprétation des résultats qui vont suivre.

2.2 Le modèle de minimisation de l'information

2.2.1 Formulation du modèle

Considérons un ensemble I de groupes homogènes de ménages et un ensemble J de choix possibles de types de logements combinés avec la localisation. Relativement à la notation de la section précédente, un choix $j \in J$ correspond à un couple (ℓ,m). Pour un ménage i, la probabilité de choisir le couple $(\ell,m) \equiv j$ sera désormais notée P_{ij}, avec $\sum_j P_{ij} = 1$, pour tout i.

Sur la base des probabilités de choix ex-ante P_{ij} et estimées de façon séquentielle à partir d'un échantillon aléatoire, on veut prévoir la nouvelle distribution des choix de logement durant une période de projection suite à des changements structurels (croissance démographique, vieillissement de la population, modification de la composition du stock de logements,...)

Pour la période de projection, on prévoit un stock disponible S_j du type de logement j et un nombre N_i de ménages du groupe i. On doit aussi supposer que le stock de logements est suffisant, soit

$$2.13) \quad \sum_j S_j \geq \sum_i N_i$$

Pour la période de projection, la demande ex-ante est évaluée par

$$2.14) \quad N_{ij} = N_i P_{ij} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

La demande ex-post X_{ij} est solution du problème de minimisation de la mesure d'information entre deux distributions. On cherche à minimiser l'écart entre la distribution de la demande ex-ante N_{ij} et la distribution de la demande ex-post X_{ij} tout en respectant les contraintes sur le nombre prévu de ménages et la composition prévue du stock de logement.[1]

---

1) L'utilisation de la théorie de l'information dans ce contexte est due à Gustafsson, Hârsman, Snickars (1978).

2.15) Minimiser $\sum_i \sum_j X_{ij} \log\left(\frac{X_{ij}}{N_{ij}}\right)$

2.16) Sujet à $\sum_j X_{ij} = N_i$ pour tout i

2.17) $\sum_i X_{ij} \leq S_j$ pour tout j

2.18) $X_{ij} \geq 0$ pour tout (i,j)

2.2.2 Justification du modèle

La mesure d'information entre deux distributions de probabilités discrètes P et Q sur le même nombre T d'événements est donnée par [1]

2.19) $I(P,Q) = \sum_{t=1}^{T} Q_t \log\left(\frac{Q_t}{P_t}\right)$

La distribution P est appelée la distribution *a priori* alors que la distribution Q est appelée la distribution *a posteriori*. La mesure d'information I(P,Q) est une généralisation du concept de l'entropie H(P) d'une distribution de probabilité P, définie par:

2.20) $H(P) = -\sum_{t=1}^{T} P_t \log P_t$

H(P) est considéré comme une mesure de la dispersion d'une distribution P, alors que I(P,Q) est considéré comme une mesure de l'information contenue dans le message qui transforme P en Q. I(P,Q) caractérise la distance entre deux distributions de probabilités discrètes.

Hobson (1969) a démontré que I(P,Q) est l'unique forme fonctionnelle à utiliser comme mesure d'information (à un facteur positif près) satisfaisant l'ensemble d'axiomes suivants:

---

1) Voir Los (1979) et Snickars, Weibull (1977) pour un exposé des applications de ce modèle.

1- I(P,Q) est une fonction continue des 2T variables.

2- La valeur de I(P,Q) ne dépend pas de l'ordre de numérotation des événements.

3- Si P = Q, alors I(P,Q) = 0

4- La mesure d'information I(P,Q) croît lorsque P devient plus uniforme ou lorsque Q accentue un mode, c'est-à-dire lorsque les deux distributions se différencient.

5- La mesure d'information I(P,Q) est invariante sous la règle de composition des probabilités conditionnelles, c'est-à-dire que si l'ensemble des événements $\{E_1, E_2, \ldots, E_T\}$ est divisé en deux sous-ensembles disjoints A et B, alors

$$I(P;Q) = I(P[A], P[B]; Q[A], Q[B])$$
$$+ Q[A] * I(P(\cdot|A) ; Q(\cdot|A))$$
$$+ Q[B] * I(P(\cdot|B) ; Q(\cdot|B))$$

Les conditions de validité de ce dernier axiome sont les mêmes que celles utilisées lors de la construction du modèle logit multinomiale décrit à la section 2.1.3. Elles requièrent l'indépendance des choix discrets, ce qui nous permet d'utiliser de façon légitime aussi bien le modèle de probabilité logit que la mesure d'information I(P;Q).

On remarquera que la formulation de notre problème est en terme des demandes ex-ante N_{ij} et des demandes ex-post X_{ij}. Les distributions de probabilités correspondantes par groupe de ménage i sont obtenues en multipliant par les facteurs $1/N_i$.

2.2.3 Propriétés

La mesure d'information est une fonction strictement convexe, ce qui assure l'unicité du minimum. Les contraintes étant linéaires, les conditions de Kuhn-Tucker sont nécessaires et suffisantes à l'optimalité.

Définissant le lagragien par

$$L = \sum_i \sum_j X_{ij} \log\left(\frac{X_{ij}}{N_{ij}}\right) - \sum_i \alpha_i \left[\sum_j X_{ij} - N_i\right] - \sum_j \beta_j \left[\sum_i X_{ij} - S_j\right]$$

elles sont données par:

2.21) $$\frac{\partial L}{\partial X_{ij}} = \log\left(\frac{X_{ij}}{N_{ij}}\right) + 1 - \alpha_i - \beta_j = 0 \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

i.e. $$X_{ij} = N_{ij} \exp(-1 + \alpha_i + \beta_j) \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

2.22) $$\beta_j\left(\sum_i X_{ij} - S_j\right) = 0 \; ; \; \beta_j \leq 0 \qquad \text{pour tout } j$$

Les variables duales α_i et β_j sont respectivement associées aux contraintes sur le nombre de ménages et sur le stock disponible. L'égalité est obtenue en 2.21) puisqu'on peut montrer que la solution optimale du problème 2.15)-2.17) est un point intérieur, $X_{ij} > 0$ pour tout (i,j) d'où la redondance des contraintes de non-négativité 2.18). Les équations de complémentarité 2.22) permettent d'affirmer que si le sotck S_j n'est pas restrictif, $\sum_i X_{ij} < S_j$, alors $\beta_j = 0$; d'autre part, si la variable duale $\beta_j < 0$ alors $\sum_i X_{ij} = S_j$.

Finalement, la demande ex-post X_{ij} donnée par l'équation 2.21) s'exprime sous une forme très spéciale lorsque la demande ex-ante $N_{ij} = N_i P_{ij}$ est estimée à l'aide d'un modèle logit multinomial. En effet, si la fonction d'utilité pour le couple (i,j) s'écrit:

2.23) $$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

avec les termes aléatoires ε_{ij} indépendants et identiquement distribués selon une loi de Weibull, alors[1]

---

1) Anas (1983) a récemment démontrer l'équivalence entre le modèle logit multinomial et la maximisation de la fonction d'entropie (eq. 2.20) sujet à certaines contraintes linéaires pour l'estimation des coefficients de la fonction d'utilité stricte V_{ij}, lorsque celle-ci est linéaire.

2.24) $$P_{ij} = \frac{\exp (V_{ij})}{\sum_k \exp (V_{ik})} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

d'où

2.25) $$X_{ij} = N_i \exp \frac{(-1 + \alpha_i + \beta_j + V_{ij})}{\sum_k \exp (V_{ik})} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

puisque $\sum_j X_{ij} = N_i$, il s'en suit que

$$\sum_j \exp (-1 + \alpha_i + \beta_j + V_{ij}) = \sum_k \exp (V_{ik})$$

et on obtient, après simplification, la relation

2.26) $$X_{ij} = N_i \frac{\exp (V_{ij} + \beta_j)}{\sum_k \exp (V_{ik} + \beta_k)} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

En comparant les équations 2.24) et 2.26), on remarque que les probabilités de choix ex-post $Q_{ij} = X_{ij}/N_i$ sont évaluées par un nouveau modèle logit où s'est ajoutée la contribution de la variable duale associée au stock j. La minimisation de la mesure d'information a pour effet de déterminer un ensemble unique de variables duales. Si les contraintes de stock ne sont pas restrictives, alors $\beta_j = 0$, pour tout j , et la distribution ex-post coincide avec la distribution ex-ante. De plus, si V_{ij} est linéaire en fonction de la valeur locative L_j du choix j (avec un coefficient négatif dans la fonction d'utilité stricte), alors $\beta_j \leq 0$ peut être interprété comme un prix implicite s'ajoutant à cette valeur. Il faut noter que cet aspect n'est valide que dans le cas où les probabilités P_{ij} sont évaluées à partir du modèle logit multinomial.

2.2.4 Méthode de résolution

Le problème mathématique associé au calcul de la demande ex-post consiste en la minimisation d'une fonction non-linéaire strictement convexe sujet à des contraintes de réseau. Plusieurs algorithmes peuvent résoudre ce problème, en particulier la méthode de Frank-Wolfe.

Une itération typique de cet algorithme requiert la solution d'un problème de flot qui détermine la direction de descente, et la solution d'un problème de minimisation unidimentionnelle qui détermine le pas optimal pour la fonction économique, dans cette direction de descente. Considérons une étape intermédiaire de l'algorithme où une solution réalisable X_{ij} est connue. La direction de descente est obtenue en résolvant un problème de réseau du type transport (TR):

$$\text{(TR)}\quad \text{Minimiser} \sum_i \sum_j \left[1 + \log\left(\frac{X_{ij}}{N_{ij}}\right)\right] * Y_{ij}$$

$$\text{sujet à} \sum_j Y_{ij} = N_i \qquad \text{pour tout } i$$

$$\sum_i Y_{ij} \leq S_j \qquad \text{pour tout } j$$

$$Y_{ij} \geq 0 \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

Soit $\{\bar{Y}_{ij}\}$, la solution optimale de (TR); la direction de descente est alors donnée par:

$$\{\bar{Y}_{ij} - \bar{X}_{ij}\} \qquad \text{pour tout } (i,j)$$

Le pas optimal λ^* pour déterminer la prochaine solution réalisable est obtenue en résolvant le problème de minimisation unidimentionnelle (1D) suivant:

$$\text{(1D)}\quad \underset{\lambda \in [0,1]}{\text{Minimiser}} \sum_i \sum_j X_{ij} \log\left(\frac{X_{ij}}{N_{ij}}\right)$$

$$\text{où} \qquad X_{ij} = \bar{X}_{ij} + \lambda\,(\bar{Y}_{ij} - \bar{X}_{ij})$$

La méthode complète peut être résumé ainsi:

1. Obtenir une solution réalisable $\{\bar{X}_{ij}\}$ au problème de départ, par une heuristique (à noter que $\bar{X}_{ij} = N_{ij}$ n'est pas réalisable dans la plupart des cas.)

2. Résoudre le problème de transport (TR) pour obtenir $\{\bar{Y}_{ij}\}$ et la direction de descente $\{\bar{Y}_{ij} - \bar{X}_{ij}\}$.

3. Calculer $\Delta = \sum_i \sum_j \left[1 + \log \frac{X_{ij}}{N_{ij}} \right] * \left[\bar{Y}_{ij} - \bar{X}_{ij} \right]$

   Si $|\Delta| \leq \epsilon$ (niveau de convergence désiré): STOP

4. Résoudre le problème unidimentionnel (1D) pour obtenir λ^* . La nouvelle solution réalisable est alors:

   $\bar{X}_{ij} := \bar{X}_{ij} + \lambda^* (\bar{Y}_{ij} - \bar{X}_{ij})$ pour tout (i,j)

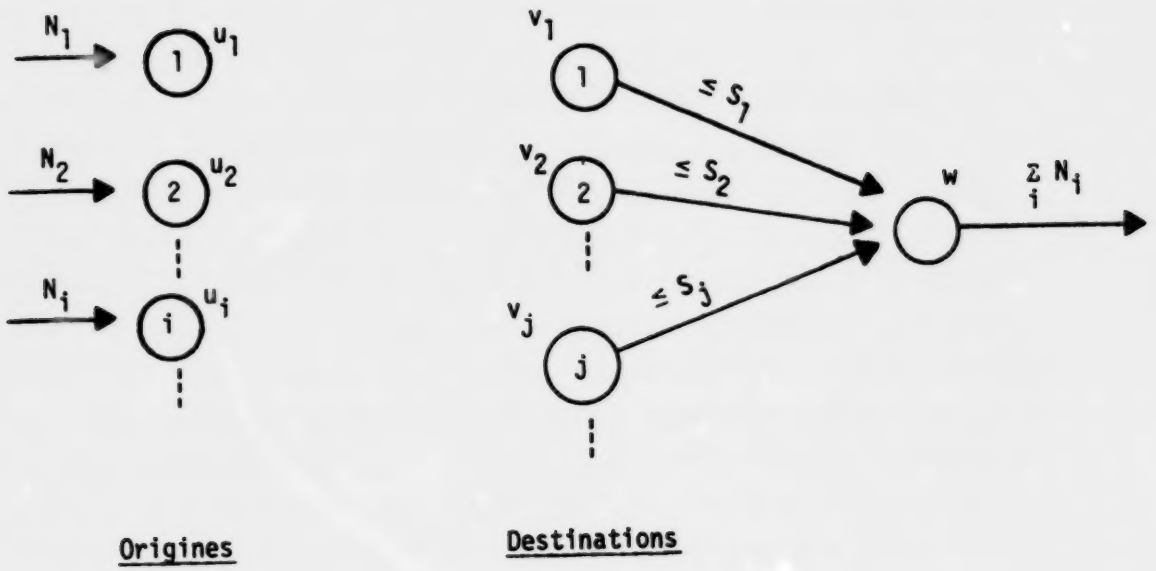
   Aller à l'étape 2.

Le réseau associé à la résolution du problème de transport est illustré à la figure suivante. Il comporte un ensemble de noeuds origines auxquels sont associés les disponibilités N_i et les variables duales u_i, un ensemble de noeuds destinations auxquels sont associés les variables duales v_j, et un noeud supplémentaire (avec la variable duale w) auquel est associé la demande totale $\sum_i N_i$. Les destinations j sont reliées à ce noeud supplémentaire par des arcs ayant une capacité S_j . A l'optimalité, les variables duales $\{\alpha_i\}$ et $\{\beta_j\}$ du problème de minimisation de l'information sont évaluées par:

$\alpha_i = u_i$ pour tout i

$\beta_j = v_j - w$ pour tout j

FIGURE



Origines Destinations

A l'optimalité d'un problème de réseau, la variable duale associée à la racine de l'arbre formé par les variables de base est posée à zéro; pour les commodités de calcul, on choisit donc $w = 0$.

En terme des nouvelles probabilités Q_{ij} (plutôt que des nouvelles demandes X_{ij}), on obtient de l'équation 2.21):

2.27) $$Q_{ij} = P_{ij} \exp(-1 + \alpha_i + \beta_j)$$

Si $\alpha_i + \beta_j = 1$, les probabilités Q_{ij} et P_{ij} sont identiques, alors qu'il y a croissance ou décroissance des probabilités de choix selon que $\alpha_i + \beta_j > 1$ ou $\alpha_i + \beta_j < 1$.

3. LES DONNEES

3.1 Les problèmes de l'échantillon

La nature de l'échantillon dont on dispose détermine en grande partie le type d'inférence que l'on peut faire à partir de l'estimation du modèle de choix probabiliste. Si l'échantillon devait comporter un biais systématique, il convient de se demander si la méthode d'estimation peut être appliquée directement ou si elle doit être modifiée. Dans le premier cas quel type d'ajustements doit-on faire suite à l'estimation pour tenir compte du biais d'échantillonnage? Dans le second cas, quelle méthode d'estimation doit être appliquée? Ainsi, une attention particulière, préalable à l'estimation du modèle, doit être apportée à la description de l'échantillon et à l'identification des biais possibles dans la représentation de la population. Une telle précaution est d'autant plus importante que l'échantillon dont on dispose a été conçu pour d'autres fins que celles qui nous préoccupent directement.

3.1.1 La représentativité de l'échantillon

Pour appliquer le modèle de choix probabiliste au choix du logement dans un contexte spatial, il fallait un échantillon qui combine à la fois les données des ménages et de leur logement avec l'information sur les lieux de résidence et d'emploi. Une telle exigence du modèle excluait bon nombre d'échantillons et plus particulièrement celui de la SCHL de 1974 disponible pour les principales régions métropolitaines du Canada. A notre connaissance, un seul échantillon récent pour la région métropolitaine de Montréal permettait d'obtenir cet ensemble cohérent d'informations soit l'enquête de l'INRS-URBANISATION sur les nouveaux espaces résidentiels (NER). Cette enquête avait pour objectif immédiat de décrire le processus d'urbanisation tel qu'il apparaît dans les NER en 1977. Les nouveaux espaces résidentiels résultent d'un découpage spatio-temporel et sont constitués d'ensembles de logements implantés de façon continue

au cours de la période 1971-76. Ainsi, dans sa forme originale, l'échantillon des NER est en partie représentatif du stock de logements récents. En fait, l'univers des NER renferme 28% des mises en chantier effectuées dans la région métropolitaine de Montréal durant la période 1971-76 et l'échantillon en représente 14%. De plus, dans cet échantillon, la proportion des appartements et plus particulièrement de ceux groupés dans les tours, est surreprésentée au détriment des maisons unifamiliales à cause d'une plus grande facilité à atteindre les nombres cibles dans le premier cas.[1]

Ainsi, cet échantillon des NER qui se limite au stock récent de logement aurait été de peu d'utilité pour nous s'il n'avait été complété par une enquête au niveau des vieux espaces résidentiels (VER) et d'un échantillon des maisons ayant fait l'objet d'une transaction via le service MLS. La combinaison de ces trois sources d'information permettait tout au moins d'avoir une représentation de l'ensemble du stock de logement dans la région métropolitaine de Montréal. Toutefois, cet amalgame de trois échantillons différents posent un certain nombre de problèmes. D'abord, l'enquête des NER a été réalisé en 1977 et celle des VER et MLS en 1979. Ainsi, il y a des problèmes de compatibilité de l'information, plus particulièrement au niveau des dépenses de logement et des revenues qu'il faut ramener sur une base comparable. De plus, en raison des objectifs particuliers qui ont motivé chacune de ces enquêtes, l'ensemble s'avère peu représentatif de la population, ce qui nécessite un certain nombre d'ajustements au plan de l'expérimentation.

Le tableau 3.1 présente la distribution des observations de chacun des échantillons de départ et celle qu'on obtient une fois que les observations pour les données manquantes ont été exclues. On peut constater

---

1) Dansereau, F. et Fortin, G. "Les NER de Montréal et de Québec: traits généraux de l'univers et de l'échantillon". INRS-URBANISATION, août 1979, Etudes et Documents no 15.

d'une part que l'échantillon de départ est assez considérable soit 1850 observations, toutefois, les données manquantes au niveau surtout du lieu d'emploi ont passablement réduit l'échantillon. On peut remarquer également une sur-représentation de l'échantillon des NER par rapport à son importance réelle dans l'ensemble du stock. Ceci se manifeste au niveau du mode d'occupation par une forte proportion des propriétaires soit 54%.

TABLEAU 3.1

DISTRIBUTION DES OBSERVATIONS
PAR ECHANTILLONS

	Locataires		Propriétaires		Total	
Echantillons	Initial	Final	Initial	Final	Initial	Final
NER	418	270	537	373	955	643
VER	427	368	266	218	693	586
MLS	0	0	202	161	202	161
Total	845	638	1005	752	1850	1390

Il s'avère donc que d'une façon générale la combinaison des trois échantillons fournit une piètre représentation de l'ensemble du stock de logement à Montréal.

Pour juger de façon plus précise de la qualité de notre échantillon, on doit le comparer avec les caractéristiques mêmes de la population dans la mesure où ces dernières sont connues. Du point de vue du modèle de choix probabiliste des types de logements, il faut connaître pour effectuer une telle comparaison la proportion de chaque type de logements dans l'ensemble du stock. A cette fin, on peut recourir aux données du recensement et aux enquêtes qui ont été faites depuis le recensement de 1971 et plus

particulièrement celle effectuée conjointement par la SCHL et Statistique Canada[1]. Sur la base de ces informations, du recensement 1976 et des efforts de réconciliations des informations effectuées par l'INRS[2], on a obtenu la proportion de chaque type de logement selon le mode de propriété. Cette information de même que les informations contenues dans l'échantillon sont reproduites au tableau 3.2. On peut constater d'une part comme nous le présumions, que la part des propriétaires est largement surreprésentée dans l'échantillon ce qui se reflète dans une forte proportion de maisons unifamiliales. Par exemple, 43,7% de l'échantillon est constitué de ce type de logement contre seulement 26,4% dans la population. D'autre part, les plex sont sous représentés sur le marché locatif avec seulement 17,5% de l'échantillon contre 29,8% dans la population. Donc, d'une façon générale, l'échantillon dont on dispose comporte un biais systématique susceptible d'influencer les propriétés de nos estimateurs et l'inférence que l'on peut faire à partir des résultats.

3.1.2 La qualité des estimateurs et l'échantillon

Il est possible d'utiliser le modèle de choix probabiliste sur un échantillon du type de celui dont on dispose soit en pondérant, avant l'estimation, les observations de l'échantillon, soit encore en ajustant les constantes spécifiques aux alternatives une fois celles-ci estimées, soit enfin, en tirant un échantillon représentatif à partir de notre échantillon de départ. Nous allons analyser successivement ces diverses options.

---

1. S.C.H.L. Recensement des habitations pour 1974: répartition des habitations et des ménages, Ottawa, 1978.
2. Gérard Divay et autres La dynamique des espaces résidentiels, INRS-URBANISATION 1982, tableau 3.1 A page III,4.

TABLEAU 3.2
DISTRIBUTION DES TYPES DE LOGEMENT
DANS L'ECHANTILLON ET DANS LA POPULATION

	Locataire			Propriétaire			Total		
	Echantillon		Pop.	Echantillon		Pop.	Echantillon		Pop.
	#	%	%	#	%	%	#	%	%
Unifamilial	14	1,0%	1,2%	607	43,7%	26,4%	621	44,7%	27,6%
Plex	243	17,5	29,8	138	9,9	11,8	381	27,4	41,6
Walk up	273	19,7	23,6	7	0,5	0,9	280	20,2	24,5
Tours	108	7,8	6,3	0	0,0	0,0	108	7,8	6,3
Total	638	46,0	60,9	752	54,1	39,1	1390	100,0	100,0

a) Les types de logements sont définis comme suit:

- unifamilial: bâtiment abritant un seul logement. Il comprend les maisons isolées, jumelées, en rangée, le bungalow et le cottage.

- plex: immeuble multifamilial comportant au moins deux logements superposés qui ont chacun leur adresse civique et un accès individuel à la rue.

- walk up: immeuble à appartements, niveaux habitables de quatre ou moins, à entrée commune unique, sans ascenseur.

- tour: immeuble à appartements avec ascenseur, généralement de cinq niveaux ou plus.

La première option consiste à pondérer chaque observation par le rapport de la proportion de la population qui choisit l'alternative j soit $H^*(j)$ sur la proportion d'individus dans l'échantillon choisissant cette même alternative soit $H(j)$. Par exemple, en se référant aux données du tableau 3.2, on constate que la proportion des plex dans la population est de 29,8% alors qu'elle n'est que de 17,5% dans l'échantillon, ainsi la pondération de l'alternative j (plex-locataire) soit $W(j)$ serait:

$$W_j = \frac{H^*(j)}{H(j)} = \frac{29.8}{17.5} = 1.70$$

On pourrait définir ainsi pour chaque alternative une pondération appropriée et estimer le modèle suivant:

$$\max_{\beta} \sum_{i}^{I} W_j^i \log P_j^i(\beta)$$

où I représente le nombre d'individus dans l'échantillon et P_j^i la probabilité de choisir l'alternative j de la part de l'individu i.

Toutefois, McFadden[1] a montré qu'il est possible d'éviter la procédure de pondération et de corriger après l'estimation en autant que les alternatives soient ordonnées, c'est-à-dire que l'ensemble des choix soit le même pour tous les individus. Dans un tel cas, si on fait l'estimation sans pondération préalable des observations, tous les coefficients sont consistants sauf les coefficients des constantes spécifiques aux alternatives α_j. Pour obtenir un estimé non biaisé de ces constantes soit α_j^*, il faut effectuer l'ajustement suivant:

$$\alpha_j^* = \alpha_j - \log\left(\frac{1}{W_j}\right)$$

---

1. McFadden, D., "Quantitative Methods for Analysing Travel Behavior of Individuals: Some Recent Developments' in Hensher et Stopher Ed. Behavioural Travel Modelling, Crown Helm London.

Nous allons donc utiliser cette procédure, en effectuant nos estimations sur l'ensemble de l'échantillon et en appliquant les ajustements qui s'imposent sur les coefficients estimés. Les pondérations qui seront utilisées sont présentées au tableau 3.3). De plus, nous allons également tirer un échantillon représentatif à partir de l'échantillon original, et appliquer le modèle de choix probabiliste à cet échantillon. La distribution des observations pour cet échantillon est présentée également au tableau 3.3. On voit que la taille de l'échantillon est passablement réduite de telle sorte que notre capacité d'évaluer le modèle pour des sous catégories socio-économiques s'en trouve d'autant limitée. C'est pourquoi à ce stade de la recherche, nous préférons travailler de façon parallèle avec les deux échantillons soit l'échantillon original et l'échantillon représentatif afin de se garder le plus de latitude possible au plan de l'expérimentation. C'est la qualité des estimateurs dans l'un et l'autre cas qui orientera notre choix.

TABLEAU 3.3

PONDERATION W(j) ET TAILLE

DE L'ECHANTILLON REPRESENTATIF

	Locataire		Propriétaire		
	Pondération	Taille	Pondération	Taille	Total
Unifamilial	1,18	10	0,60	214	224
Plex	1,70	243	1,19	96	339
Walk up	1,20	193	1,80	7	200
Tour	0,81	51	0	0	51
Total		497		317	814

3.2 Les caractéristiques de l'échantillon

Nous avons discuté dans la section précédente des divers problèmes soulevés par la nature même de l'échantillon dont on dispose pour la présente recherche. Nous avons également présenté diverses méthodes permettant de contrôler au plan de l'estimation les biais d'échantillonnage que nous avons identifiés. En particulier, la pondération des observations en utilisant l'information sur les caractéristiques de la population permet, sous certaines conditions, de fournir une représentation adéquate des caractéristiques de la population. C'est sur ce dernier aspect que nous allons nous attarder dans la présente section en présentant d'abord la répartition des alternatives retenues et ensuite leur distribution selon les caractéristiques socio-économiques des ménages soit le revenu, la taille et l'âge du chef. Nous concluons en donnant quelques tableaux de contingences qui relient les alternatives aux caractéristiques socio-économiques et permettent une approximation de la probabilité des choix.

3.2.1 La distribution des alternatives

Deux types d'attributs nous ont servi à définir les alternatives dans l'exercice des choix de logement soit:

- le type de logements
- la grandeur du logement

Les types de logements sont définis en fonction de la densité et du mode d'occupation. C'est ainsi que l'on distingue les catégories suivantes de logements: l'unifamilial détaché, l'unifamilial attaché, le plex propriétaire, le plex locataire, le walk-up et les tours[1)]. Il est important de constater que le mode d'occupation est retenu uniquement pour les plex, alors que pour l'unifamilial, très peu d'unités sont louées et pour le walk-up et les tours, très peu d'unités sont en propriété.

---

1. Pour une définition des types de logements voir: tableau 3.2, Note a).

La dimension du logement est définie en fonction de trois catégories distinctes; petits logements de 3 pièces et moins, logements de dimension moyenne de 4 et 5 pièces et les grands logements de 6 pièces et plus. Le tableau 3.4 présente la distribution des alternatives telles que définies. Ceci nous donne 18 alternatives. Il s'agit d'une classification passablement fine compte tenu de la taille de l'échantillon. D'ailleurs, on constate que pour certaines alternatives le nombre d'observations est assez limité. Par exemple, dans le cas de l'unifamilial attaché de petite dimension, il y a aucune observation.

TABLEAU 3.4

DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES

SUR L'ECHANTILLON PONDERE

	Grandeur du logement					
	Petit		Moyen		Grand	
	#	%	#	%	#	%
Unifamilial détaché	2	0,8%	92	13,9%	185	39,0
Unifamilial attaché	0	0,0	22	3,4	73	15,4
Plex propriétaire	2	0,8	49	7,4	112	23,5
Plex locataire	46	19,8	282	42,7	80	16,8
Walk up	118	50,0	203	30,7	18	3,8
Tours	64	27,5	13	2,0	7	1,5
Total	232	100,0	661	100,0	475	100,0

De plus, comme on devait s'y attendre, la distribution des types de logement varie considérablement selon la taille des logements. Par exemple, une forte proportion des grands logements se retrouve dans l'unifamilial et le plex propriétaire. A l'opposé, l'essentiel des petits logements se retrouve dans le locatif, que ce soit les plex, les walk up ou les tours. Il faut noter cependant que contrairement aux autres grandes villes canadiennes, Montréal offre des logements de dimension moyenne et grande dans les types de densité intermédiaire que sont les plex et les walk up.

D'une façon générale, la distribution des types de logements selon leur grandeur est assez représentative de la population et se compare avec les données d'autres enquêtes. Toutefois, la taille relativement restreinte de notre échantillon, et la forte corrélation qui existe entre les types de logement et leur dimension peuvent nous amener à restreindre davantage le nombre d'alternatives lors de l'estimation du modèle de choix probabiliste. Pour le moment, nous maintenons cette classification aux fins de la description de l'échantillon.

3.2.2 La distribution des ménages selon leurs caractéristiques socio-économiques

Une des composantes du modèle de choix de résidence comprend l'aggrégation des choix individuels par classes homogènes de ménages. En effet, la calibration du modèle nécessite que la demande d'un groupe donné pour chacun des types de logements soit égale au nombre de ménages dans le groupe. Il convient donc de connaître la distribution des ménages selon des critères de regroupements prédéfinis. Nous définissons à cette fin les classes homogènes en fonction du revenu, de la taille du ménage et de l'âge du chef. Cette information est présentée au tableau 3.5.

TABLEAU 3.5

DISTRIBUTION DES MENAGES SELON
LES CARACTERISTIQUES SOCIO-ECONOMIQUES

Taille du ménage	Age du chef	REVENU											
		moins de 13,000			13,000-24,999			25,000 +			Total		
		#	%	%	#	%	%	#	%	%	#	%	%
1 personne	65 +	37	8,4	74,0	10	1,9	20,0	3	0,7	6,0	50	3,6	100
	35-64	46	10,4	59,7	21	4,0	27,3	10	2,5	13,0	77	5,6	100
	- 35	47	10,7	59,5	23	4,4	29,1	9	2,2	11,4	79	5,8	100
2 personnes	65 +	36	8,2	81,8	7	1,3	15,9	1	0,2	2,3	44	3,2	100
	35-64	57	12,9	35,6	59	11,2	36,9	44	10,9	27,5	160	11,7	100
	- 35	46	10,4	22,0	78	14,8	37,3	85	21,1	40,7	209	15,3	100
plus de 2 personnes	65 +	16	3,6	80,0	2	0,4	10,0	2	0,5	10,0	20	1,5	100
	35-64	79	17,9	20,2	174	33,0	44,4	139	34,6	35,5	392	28,6	100
	- 35	77	17,5	22,7	153	29,0	45,1	109	27,1	32,2	339	24,7	100
		441	100,0	32,2	527	100,0	38,5	402	100,0	29,3	1370	100	100

Les données du tableau précédent permettent de constater qu'on retrouve relativement plus de ménages composés d'une seule personne dans la classe des faibles revenus et relativement plus de ménages de plus de deux personnes dans la classe des revenus élevés. Cette relation cache toutefois un effet d'âge alors que l'on retrouve une proportion plus grande de ménages d'une ou de deux personnes pour lesquels le chef a 65 ans ou plus. Ces derniers ayant un revenu généralement plus faible, ceci explique le type de relation décrite précédemment. En effet, une lecture verticale du tableau précédent montre que les ménages dont le chef a 65 ans et plus sont largement surreprésentés dans la classe des faibles revenus. Par contre, les ménages de moins de 35 ans et de deux personnes ou plus sont surreprésentés dans la classe des revenus élevés. D'une façon générale, notre échantillon décrit assez bien la structure des caractéristiques socio-économiques des ménages pour la région métropolitaine de Montréal. Toutefois, si on compare avec les données du recensement 1976[1)], on constate une légère sous-représentation des ménages composés d'une seule personne de même que des ménages âgés de 65 ans et plus. Ceci devrait se refléter dans une surreprésentation des ménages à fort revenu. Un tel résultat est assez compréhensible compte tenu des caractéristiques de notre échantillon de départ.

3.2.3 La distribution des alternatives selon les caractéristiques socio-économiques des ménages

Il est intéressant d'établir maintenant les liens entre les alternatives et les caractéristiques socio-économiques. Nous présentons d'abord au tableau 3.6 la distribution des alternatives en fonction du niveau de revenu des ménages. Il faut noter que les observations étant pondérées, les totaux ne coincident pas nécessairement avec ceux des tableaux précédents.

---

1) Statistiques Canada; Recensement 1976, cat. no: 93800 à 805.

TABLEAU 3.6

DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON LE NIVEAU DE REVENU

		Moins de $13,000			$13,000-24,999			$25,000 +		
Unifamilial détaché,	petit	2	0,5		1	0,2		0	0,0	
	moyen	12	2,7		38	7,2		42	10,4	
	grand	12	2,7	5,9	75	14,2	21,6	99	24,6	35,0
Unifamilial attaché,	petit	0	0,0		0	0,0		0	0,0	
	moyen	6	1,4		8	1,5		8	2,0	
	grand	5	1,1	2,5	31	5,9	7,4	38	9,4	11,4
Plex proprio,	petit	1	0,2		1	0,2		0	0,0	
	moyen	11	2,5		22	4,2		16	4,0	
	grand	19	4,3	7,0	54	10,2	14,6	40	9,9	13,9
Plex locataire,	petit	28	6,3		12	2,3		7	1,7	
	moyen	134	30,2		98	18,5		50	12,4	
	grand	32	7,2	43,7	30	5,7	26,5	18	4,5	18,6
Walk up,	petit	62	14,0		42	7,9		16	4,0	
	moyen	74	16,7		84	15,9		43	10,7	
	grand	8	1,8	32,5	9	1,7	25,5	2	0,5	15,2
Tours,	petit	27	6,1		20	3,8		16	4,0	
	moyen	10	2,3		3	0,6		1	0,2	
	grand	0	0,0	8,4	1	0,2	4,6	7	1,7	5,9

On peut constater que les ménages à faible revenu se concentrent dans les logements de moyenne et forte densité sur le marché locatif. En effet, près de 76 pour cent des ménages dont le revenu est inférieur à $13,000 en 1977 occupaient des plex ou encore des walk up en tant que locataires. Pour la classe de revenu moyen la distribution entre les alternatives est assez bien partagée. Par contre, pour les revenus élevés, soit $25,000 et plus, près de 46% des ménages occupent des logements de faible densité soit des unifamiliales détachées ou attachées. D'une façon générale la concentration dans ce type d'habitat est moins accentuée que ce qu'on avait observé dans le cas des faibles revenus pour les logements de forte densité. Le revenu permet d'élargir la gamme des choix sur l'éventail complet des alternatives, et en particulier les grands logements dans les tours.

Le tableau précédent nous permet de constater également que la grandeur du logement est fortement sensible au revenu. En effet, plus le revenu est élevé, plus la distribution se concentre sur les grands logements. Cette constatation est d'ailleurs confirmée par les analyses de demande de logement où on observe une forte élasticité de la grandeur du logement par rapport au revenu[1)].

Une seconde dimension importante dans le choix du logement est la taille du ménage. La distribution des alternatives en fonction de cette caractéristique du ménage est présentée au tableau 3.7.

---

1) Steele, M. L'élasticité de la demande de logement au Canada; Statistique Canada, Cat. no.: 99-763F, 1979.

TABLEAU 3.7

DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON LA TAILLE DU MENAGE

		1 personne			2 personnes			plus de 2 pers.		
		#	%	%	#	%	%	#	%	%
Unifamilial détaché,	petit	1	0,5		1	0,2		1	0,1	
	moyen	4	2,0		17	4,1		71	9,4	
	grand	3	1,5	4,0	32	7,7	12,0	150	19,9	29,4
Unifamilial attaché,	petit	0	0,0		0	0,0		0	0,0	
	moyen	1	0,5		8	1,9		15	2,0	
	grand	0	0,0	0,5	13	3,1	5,0	60	8,0	10,0
Plex propriétaire,	petit	1	0,5		0	0,0		1	0,1	
	moyen	1	0,5		8	1,9		38	5,1	
	grand	5	2,5	3,5	14	3,4	5,3	93	12,4	17,6
Plex locataire,	petit	17	8,4		29	7,0		0	0,0	
	moyen	44	21,7		109	26,4		129	17,2	
	grand	3	1,5	31,6	27	6,5	39,9	49	6,5	23,7
Walk up,	petit	59	29,1		42	10,2		18	2,4	
	moyen	22	10,8		77	18,6		103	13,7	
	grand	1	0,5	40,4	4	1,0	38,8	13	1,7	17,8
Tours,	petit	34	16,7		22	5,3		8	1,1	
	moyen	5	2,5		6	1,5		2	0,3	
	grand	2	1,0	20,2	4	1,0	7,8	1	0,1	1,5
		203			413			752		

Compte tenu de la configuration du stock de logement caractérisée par la concentration des grands logements dans les structures de faibles densités et inversement pour les petits logements, on retrouve une forte concentration des ménages d'une seule personne dans les unités de forte densité, tours, walk up et plex locataire. Ce genre de distribution est moins accentuée dans le cas des ménages de deux personnes. Par contre, pour les ménages de plus de deux personnes, la distribution se concentre vers les unités de faibles densités, unifamilial et plex. Tel que prévu, on constate une relation positive entre la taille du ménage et la grandeur du logement. Toutefois, la présence d'une catégorie de densité intermédiaire, le plex, qui offre des logements passablement grands compte tenu de la structure, brouille quelque peu cette relation.

En ce qui concerne le revenu et la taille du ménage, les relations avec le stock de logement et la distribution des alternatives est assez prévisible. A cet égard, notre échantillon nous semble suffisamment représentatif pour reproduire avec fidélité la direction de ces relations. Une dernière relation simple que l'on peut décrire est celle qui lie les alternatives avec l'âge du chef du ménage. La distribution des alternatives en fonction de cette caractéristique du ménage est présentée au tableau 3.8.

La distribution des alternatives selon l'âge du chef reflète ce qu'on a observé au niveau des deux autres caractéristiques socio-économiques étudiées; le revenu et la taille du ménage. Les ménages dont le chef a 65 ans et plus étant souvent de petite taille (empty nesters) et de faible revenu, ils tendent à se distribuer davantage dans des petits logements de forte densité. Par exemple, on les retrouve à raison de 25,2% du total dans les tours et à raison de 24,3% dans les walk up. A l'inverse, les jeunes ménages se retrouvent en forte proportion dans les unités à faible densité quoique ceci soit moins accentué dans le cas des ménages dont le chef a moins de 35 ans.

TABLEAU 3.8

DISTRIBUTION DES ALTERNATIVES SELON

L'AGE DU CHEF

		Moins de 35 ans			35-64 ans			65 ans et plus		
		#	%	%	#	%	%	#	%	%
Unifamilial, détaché,	petit	1	0,2		1	0,2		1	0,9	
	moyen	48	7,6		40	6,3		3	2,6	
	grand	82	13,1	20,9	99	15,7	22,2	4	3,5	7,0
Unifamilial attaché,	petit	0	0,0		0	0,0		0	0,0	
	moyen	15	2,4		7	1,1		1	0,9	
	grand	27	4,3	6,7	45	7,1	8,2	1	0,9	1,8
Plex propriétaire,	petit	0	0,0		1	0,2		1	0,9	
	moyen	15	2,4		30	4,8		5	4,3	
	grand	34	5,4	7,8	71	11,3	16,3	8	7,0	12,2
Plex locataire,	petit	24	3,8		17	2,7		5	4,3	
	moyen	133	21,2		121	19,2		29	25,2	
	grand	38	6,1	31,1	43	6,8	28,7	0	0,0	29,5
Walk up,	petit	65	10,4	38	38	6,0		14	12,2	
	moyen	111	17,7		80	12,7		12	10,4	
	grand	9	1,4	29,5	7	1,1	19,8	2	1,7	24,3
Tours,	petit	21	3,3		21	3,3		22	19,1	
	moyen	4	0,6		4	0,6		6	5,2	
	grand	1	0,2	4,1	5	0,8	4,7	1	0,9	25,2
		628			630			115		

L'analyse précédente nous a permis d'établir les liens entre les alternatives et les caractéristiques socio-économiques retenues pour décrire nos groupes homogènes de ménages. Une étape ultime est de traiter la distribution des alternatives pour l'ensemble des combinaisons possibles de regroupements, soit les 27 catégories socio-économiques. On peut alors comptabiliser la fréquence des choix des alternatives pour chaque catégorie; c'est ce qu'on appelle les tableaux de contingences.

3.2.4 Les tableaux de contingences

Les tableaux de contingences permettent d'obtenir une statistique exhaustive des probabilités de choix des alternatives. En effet, ces tableaux mesurent la fréquence avec laquelle une alternative est choisie pour chacune des caractéristiques socio-économiques. Dans le cas qui nous intéresse, on pourrait ainsi calculer 18 tableaux de contingences mais on peut déjà imaginer que compte tenu de la taille de notre échantillon et du nombre de catégories socio-économiques, les fréquences obtenues seraient peu représentatives des paramètres de la population soit les probabilités de choix. Il faut que le nombre d'observations dans chaque case soit suffisamment grand. Nous avons donc restreint le nombre d'alternatives pour lesquelles nous présenterons les tableaux de contingences aux choix suivants: l'unifamilial, le plex et le walk up.

Le tableau 3.9 présente la fréquence des choix d'une unité unifamiliale selon les 27 catégories socio-économiques. On peut constater que la probabilité de choix d'un unifamilial s'accroît avec le revenu du ménage quelque soit sa taille et l'âge du chef. De même, la probabilité d'un tel choix s'accroît avec la taille du ménage quelque soit le niveau de revenu. La relation avec l'âge du chef est cependant moins claire. Chez les personnes seules, la probabilité d'habiter un unifamilial est plus faible pour les ménages dont le chef a 65 ans ou plus ou

TABLEAU 3.9

TABLEAU DE CONTINGENCES:
CHOIX D'UN UNIFAMILIAL[a)]

Taille du ménage	Age du chef	Moins de $13,000	$13,000-24,999	$25,000 +
1 personne	65 +	5,4% (37)	0,0% (10)	-
	35-64	8,7% (46)	9,5% (21)	0,0% (10)
	- 35	0,0 (47)	4,3% (23)	11,1% (9)
2 personnes	65 +	8,3% (36)	28,5% (7)	-
	35-64	7,0% (57)	15,3% (59)	27,3% (44)
	- 35	4,3% (46)	12,8% (78)	32,9% (85)
plus de 2 personnes	65 +	6,3% (16)	-	-
	35-64	20,3% (79)	38,5% (174)	55,4% (139)
	- 35	7,8% (77)	39,2% (153)	61,5% (109)

a) Le chiffre entre parenthèse indique le nombre total d'observations dans le sous groupe. On ne reproduit pas le pourcentage lorsque on a 5 observations seulement ou moins.

35 ans et moins. Pour les ménages de deux personnes, cette probabilité s'accroît avec l'âge. Ceci est compréhensible dans la mesure où les ménages dont le chef est plus âgé ont accumulé de l'équité dans la propriété d'une maison. La même relation ne peut être observée pour les ménages d'une seule personne tout simplement parce que pour une personne seule à la retraite ce genre d'habitat offre peu d'intérêt et peut exiger passablement d'entretien et entraîner beaucoup de frais.

Les résultats précédents sur la sensibilité de la probabilité d'habiter une maison unifamiliale en fonction des caractéristiques socio-économiques sont très intéressants et permettent d'anticiper le genre de résultats qui devraient se dégager du modèle de choix probabiliste. Il faut toutefois interpréter ces tableaux avec prudence compte tenu du nombre restreint de cas sur lesquels ils sont fondés. Il est malgré tout utile d'étendre notre analyse aux autres alternatives, soit le plex et le walk up. A cet égard, le Tableau 3.10 reproduit l'information sur les choix des plex en fonction des caractéristiques socio-économiques.

La probabilité d'habiter un plex diminue généralement avec le niveau de revenu. Elle est toujours plus élevée que la probabilité d'habiter un unifamilial sauf pour les ménages de plus de 2 personnes à revenu élevé. De plus, cette probabilité s'accroît avec le nombre de personnes dans le ménage pour les ménages à faible revenu. Pour les autres, elle diminue avec la taille du ménage. Le plex représente donc une alternative moins coûteuse de se loger pour les ménages ayant une certaine taille. Il semble enfin qu'aucune relation systématique n'apparaît avec l'âge du chef. Pour les ménages de plus de deux personnes dont le chef a 65 ans et plus, le plex apparaît comme l'alternative préférée.

TABLEAU 3.10

TABLEAU DE CONTINGENCES:

CHOIX D'UN PLEX.[a)]

Taille du ménage	Age du chef	Revenu: Moins de $13,000	$13,000-24,999	$25,000 +
1 personne	65 +	29,7% (37)	60% (10)	-
	35-64	41,3%	23,8%(21)	10% (10)
	- 35	36,2% (47)	43,5%(23)	0,0% (9)
2 personnes	65 +	38,9% (36)	42,9%(7)	-
	35-64	66,7% (57)	49,2%(59)	34,1% (44)
	- 35	56,5% (46)	35,9%(78)	42,4% (85)
plus de 2 personnes	65 +	62,5% (16)	-	-
	35-64	58,2% (79)	46,6%(174)	34,5%(139)
	- 35	59,7% (77)	34,0%(153)	24,8%(109)

a) Voir note tableau 3.9.

TABLEAU 3.11

TABLEAU DE CONTINGENCES:

CHOIX D'UN WALK UP[a)]

Taille du ménage	Age du chef	Revenu Moins de $13,000	$13,000-24,999	$25,000 +
1 personne	65 +	29,7% (37)	10% (10)	-
	35-64	41,3% (46)	28,6% (21)	60% (10)
	- 35	53,2% (47)	34,8% (23)	55,6% (9)
2 personnes	65 +	27,8% (36)	14,3% (7)	-
	35-64	28,0% (57)	27,1% (59)	25% (44)
	- 35	36,9% (46)	47,4% (78)	17,7% (85)
plus de 2 personnes	65 +	31,3% (16)	-	-
	35-64	21,5% (79)	13,8% (174)	7,2% (139)
	- 35	31,2% (77)	15,7% (153)	12,8% (109)

a) Voir note tableau 3.9.

La structure de probabilité pour le walk up ressemble à celle du plex. Elle diminue avec le revenu sauf peut-être pour les ménages d'une seule personne. De même, la probabilité d'habiter ce type de logement diminue avec le nombre de personnes dans le ménage. La relation avec l'âge est légèrement plus évidente alors qu'on constate une diminution de la faveur des walk up avec l'âge. Ce type d'habitat demeure avec le plex, celui qui a la préférence des ménages à faible revenu dont le chef est âgé (empty nesters).

On pourrait se demander à juste titre pourquoi on ne se limite pas à l'évaluation de ces fréquences. On éviterait ainsi les problèmes reliés à l'estimation d'un modèle complexe comme le modèle de choix probabiliste. L'avantage de disposer d'un modèle est qu'il établit la relation entre ces probabilités de choix et les variables explicatives et plus particulièrement les prix des alternatives. Nous aborderons l'estimation du modèle de choix probabiliste au prochain chapitre.

4. ESTIMATION DU MODELE DE CHOIX PROBABILISTE

4.1 Le calcul préalable des prix effectifs minimum

L'analyse du choix d'un logement est largement compliquée par le fait que l'exercice d'un tel choix porte non seulement sur les attributs du logement mais également sur sa localisation. Cet aspect de la localisation est fondamental compte tenu de l'importance que prennent les migrations alternantes domicile-travail et les coûts qui y sont associés. Ainsi, un choix d'habitat, c'est-à-dire d'un type de logement et sa localisation, comprend non seulement les dépenses de logement proprement dites mais également les coûts de déplacement; c'est ce que nous appellerons le prix effectif du logement. Ainsi, un même logement peut avoir un prix effectif différent pour deux ménages dont les lieux d'emploi diffèrent, ou encore pour deux ménages ayant des revenus différents.

On pourrait à la limite définir les alternatives qui s'offrent au ménage en fonction non seulement des critères de types de logement mais également par rapport à leur localisation. Dépendant du degré de désagrégation spatiale désiré, ceci pourrait compliquer grandement le problème d'estimation en raison du nombre élevé d'alternatives. L'hypothèse d'indépendance des alternatives sous-jacente au modèle de choix probabiliste permet de décomposer la séquence des décisions et par le fait même de simplifier considérablement le problème. Par exemple, on suppose que le ménage incorpore dans son choix du type de logement l'information sur la localisation optimale pour chaque type de logement. Cette information est contenue dans le prix effectif minimum c'est-à-dire la dépense minimale pour consommer un type donné de logement compte tenu du lieu d'emploi et du revenu du ménage.[1]

Dans la discussion de la présente section, il est donc important de s'attarder sur les deux composantes qui justifient l'utilisation des prix effectifs minimum. D'abord, il faut montrer comment la décomposition séquentielle des décisions du ménage peut être incorporée au modèle de

---

1. Cette approche a été utilisée par Quigley, J. "Housing Demand in the Short Run: An Analysis of Polytomous Choice "Explorations in Economic Research, 3 (1976).

choix probabiliste. Ensuite, il convient d'expliciter les particularités propres à l'utilisation des prix effectifs minimum dans un tel modèle et les modalités de calculs de ces prix. Enfin, nous présenterons quelques données représentatives de ces prix effectifs minimum et quelques simulations quant aux variations des prix de l'énergie, des coûts de possession d'une automobile ou encore des tarifs des transports publics.

4.1.1 Modèle de choix séquentiel et localisation optimale

Une des hypothèses fondamentales qui constitue en même temps la force et la faiblesse des modèles de choix probabiliste est celle de l'indépendance des alternatives. Cette hypothèse implique que les chances relatives associées à deux alternatives quelconques sont indépendantes des attributs et même de la disponibilité de n'importe quelle autre alternative. Ainsi, la probabilité associée à une alternative ne dépend que de l'utilité représentative de cette alternative et de ce fait, l'idée de séparer les choix est cohérente avec les hypothèses du modèle de base.[1]

La discussion précédente nous indique donc qu'il est légitime de décomposer les choix de localisation et du type de logement et de les aborder de façon séquentielle. Si on suppose que le ménage choisit d'abord le type de logement et ensuite sa localisation le modèle doit être en mesure de "mémoriser" l'information sur le choix optimal de localisation et l'incorporer dans le choix du type de logement. Ce rôle sera joué par la "valeur inclusive". L'estimation doit ainsi débuter par la décision la plus lointaine dans la séquence décisionnelle. Nous avons déjà discuté à la section 2.1.4 du modèle de choix séquentiel, nous voulons simplement montrer ici comment l'utilisation de ce modèle permet d'incorporer le choix de localisation préalablement à l'estimation proprement dite du modèle.

---

1. Nous avons discuté de cette hypothèse à la section 2.1.3, page

En particulier, nous avons vu[1] que, si l'utilité d'un ménage tiré au hasard dans la population de la région métropolitaine de Montréal qui consomme un logement de type ℓ à la localisation m peut être représentée par la fonction suivante:

$$4.1)\quad U^{i}_{\ell m} = \underline{\beta}\, A_{\ell m} + \underline{\gamma}\, Z_{\ell} + \varepsilon_{\ell m}$$

où $A_{\ell m}$ est un vecteur d'attributs qui varient avec le logement ℓ et la zone où il se situe m.

Z_{ℓ} est un vecteur d'attributs qui ne varient qu'avec le logement.

On peut alors présenter les probabilités de choix de façon séquentielle où le ménage choisit d'abord la localisation et ensuite le type de logement, ainsi:

$$4.2)\quad P_{\ell m} = P_{\ell} \cdot P_{m|\ell} \qquad \text{où}$$

$$4.3)\quad P_{m|\ell} = \frac{\exp\,(\underline{\beta}\, Z_{\ell m})}{\sum_{h} \exp\,(\underline{\beta}\, Z_{\ell h})}$$

$$4.4)\quad \text{et}\quad P_{\ell} = \frac{\exp\,[\underline{\gamma}\, Z_{\ell} + (1-\sigma)\, I_{\ell}]}{\sum_{g} \exp\,[\underline{\gamma}\, Z_{g} + (1-\sigma)\, I_{g}]}$$

La valeur inclusive I_{ℓ} est définie de la façon suivante:

$$I_{\ell} = \log\,[\sum_{h} \exp\,(\underline{\beta}\, Z_{\ell h})]$$

---

1. On peut référer à la section 2.1.4 pour une présentation plus élaborée du modèle séquentiel.

Le paramètre $(1-\sigma)$ mesure le degré d'indépendance des erreurs pour un type donné de logement à différentes localisations. Si $\sigma = 0$ alors les logements à différentes localisations sont perçus comme des alternatives distinctes se conformant ainsi aux hypothèses du modèle. Par contre si $\sigma = 1$, alors les diverses localisations sont perçues comme identiques dans leurs attributs non-observés, de telle sorte que la localisation pour laquelle l'utilité représentative est la plus grande serait strictement préférée à toute autre. Dans un tel cas, l'équation 4.4) peut s'exprimer de la façon suivante[1]:

$$4.5)\quad P_{\ell} = \frac{\exp\left[\underline{\gamma}\, Z_{\ell} + \max_{m} \left(\underline{\beta}\, X_{\ell m}\right)\right]}{\sum_{g} \exp\left[\underline{\gamma}\, Z_{g} + \max_{h} \left(\underline{\beta}\, X_{gh}\right)\right]}$$

Dans la mesure où on peut calculer, préalablement à l'estimation, $\max \underline{\beta}\, X_{\ell m}$ soit l'utilité maximum que l'on peut retirer d'un type de logement sur les diverses localisations, l'équation précédente se résume à un modèle de choix sur les types de logements. Le choix de la localisation qui pour un type de logement donné permet de maximiser l'utilité correspond à cette localisation pour laquelle le prix effectif est le plus faible. Donc, dans ce type de modèle, l'influence de la localisation sur les choix du type de logement, passe par le canal des prix minimum effectifs de chaque alternative. C'est-à-dire la localisation pour laquelle le coût d'habitat (loyer et coût de transport) est minimum.

4.1.2 Méthode de calcul des prix effectifs minimum

Nous avons déjà indiqué que le prix effectif comprenait deux composantes; le coût du logement proprement dit et les frais de déplacement domicile-travail. Ces frais de déplacement comprennent les coûts monétaires et la valeur du temps perdu en déplacements. Dans le cas de

---

1. Pour une dérivation de cette équation voir McFadden, D. op. cit.

l'automobile, on peut représenter les coûts des déplacements par l'expression suivante:

$$4.6)\quad T_{mkya} = t_{mka}\ (W_y + CO_a) + CF$$

où t_{kja} représente le temps de déplacement en automobile (a) de la zone d'emploi k à la zone de résidence m.

W_y est le taux de salaire d'un ménage de revenu y.

CO_a représente le coût d'opération d'une voiture par heure d'utilisation.

CF représente les coûts fixes.

D'une façon analogue, on peut exprimer les coûts de déplacement en transport public par l'équation suivante:

$$4.7)\quad T_{mkyp} = t_{mkp}\ W_y + CO_p$$

Pour N déplacements par mois, le choix du mode se fait sur la base du coût le plus faible soit:

$$4.8)\quad T^{*}_{mky} = N \min_{a,p} (T_{mkya}); T_{mkyp})$$

Une telle représentation des frais de déplacements repose sur un ensemble d'hypothèses. D'abord, la valeur du temps perdu en déplacements est évaluée au salaire horaire, ce qui suppose que le ménage est libre de choisir le nombre d'heures de travail et qu'il l'évalue à son coût d'opportunité[1]. De plus, on suppose que le ménage est rationnel et choisit le mode qui lui coûte le moins cher et n'accorde pas de valeur au mode de transport ou à ses caractéristiques. Or, les nombreuses études sur le choix du mode de transport montrent qu'un tel choix dépend d'un ensemble d'autres caractéristiques spécifiques au mode, comme le confort,

---

1. Il s'agit d'une hypothèse que l'on fait régulièrement dans l'évaluation des coûts de transport.

la souplesse, la fiabilité, etc... On suppose enfin que les deux modes de transport sont accessibles au ménage de telle sorte qu'il peut choisir le moins cher. Or, pour de nombreux ménages cette hypothèse est peu réaliste puisqu'ils n'ont accès à aucun de ces deux modes.

Les prix effectifs sont composés des dépenses de logements et des coûts de déplacements. La localisation optimale correspond à celle qui minimise le prix effectif pour un type de logement, un lieu d'emploi et un niveau de revenu donné, soit:

$$P^{*}_{\ell ky} = \min_{m} \left(R_{\ell m} + T^{*}_{mky}\right)$$

où $R_{\ell m}$ représente le niveau de dépenses moyen sur le logement de type ℓ dans la zone de résidence m.

Pour effectuer ces calculs, il faut d'abord connaître les temps de déplacement entre zones d'emploi et de résidence selon le mode de transport, soit les t_{mka} et t_{mkp}. Cette information est disponible pour la région métropolitaine de Montréal et pour l'année '78[1]. Il s'agit d'un ensemble de matrices donnant les temps de déplacement par mode aux heures de pointe et hors pointe. Différents niveaux d'aggrégation des zones sont disponibles et nous avons utilisé pour la présente étude l'agrégation en 162 zones[2]. Les zones sont définies à partir des zones de recensement de Statistique Canada (1976) et l'enquête origine-destination de la CTCUM a été recodée pour assurer la correspondance avec les secteurs de recensement. Il est important toutefois de noter quelques différences entre les deux sources d'informations du point de vue méthodologique.

---

1. Conseil des transports de la région de Montréal (COTREM) "Recodage de l'enquête origine destination en un système de 200 zones", juin 1980.

2. On trouvera à l'annexe I, une carte donnant la répartition géographique dans le système de 200 zones.

- Les données de l'enquête origine destination proviennent d'un échantillon d'environ 5% de la population alors que les données de Statistique Canada proviennent d'un échantillon allant de 33 à 100% de la population. Cette différence est peut importante pour nous puisque nous travaillons avec des données autres que celles du recensement.

- Les zones de recensement sont délimitées par le centre des rues tandis que celles de l'enquête origine destination le sont par le centre des ruelles. Plus les zones retenues sont agrégées moins cette différence prend de l'importance. La décomposition en 162 zones que nous avons retenue est légèrement plus agrégée que celle du document original et dans ce sens devrait réduire le biais occasionné par cette différence entre les deux sources d'information. De toute façon, cette information est la seule disponible et malgré les quelques limites que nous avons soulignées elle apparaît suffisamment adéquate pour les fins de notre étude.

Une autre information nécessaire pour évaluer les prix effectifs minimum concerne les coûts d'opération et les coûts fixes du transport par automobile de même que les coûts du transport public. Les données nécessaires pour le transport automobile nous proviennent de l'Association Canadienne des Automobilistes[1]. Les frais variables sont évalués en 1977 à 6,75 cents du mille en moyenne. Les frais fixes montent en moyenne à $4,23 par jour. Ces chiffres correspondent aux frais moyens nationaux pour une Chevelle, modèle Malibu Sedan, quatre portes avec moteur de 8 cylindres. En ce qui concerne les tarifs du transport en commun, les données proviennent de la CTCUM. Les tarifs autobus étaient de 40 cents en 1977. Pour ceux qui habitent la Rive Sud ou l'Ile de Laval et qui travaillent au centre-ville nous avons doublé ce tarif.

---

1. Association Canadienne des Automobilistes; "Les dépenses d'automobile" 1980.

Finalement, pour compléter l'information on évalue à partir du revenu du ménage le salaire horaire soit W_y. Les dépenses de logement pour un type donné correspondent à la moyenne des dépenses pour ce type de logement dans la zone de résidence. Il est important de noter que la taille restreinte de notre échantillon fait en sorte que pour certaines zones, il y a peu d'observations pour le calcul de la moyenne. De plus, les caractéristiques de notre échantillon original fait en sorte que la distribution spatiale des alternatives est peu représentative. En effet, l'importance des observations provenant des NER tend à restreindre la distribution spatiale des alternatives[1]. Le tableau 4.1 fait état de ce biais possible de l'échantillon.

A l'examen du tableau précédent et à partir des caractéristiques spatiales de l'échantillon, il nous apparaît que l'unifamilial et les tours sont spatialement plus concentrés qu'elles ne le sont en réalité. D'ailleurs, les données comparables pour l'échantillon SIMLOM[2] qui malheureusement n'est disponible que pour les locataires montrent manifestement que la distribution spatiale des tours n'est pas représentative. Ce résultat est assez compréhensible puisque pour l'échantillon des NER, ceux à forte densité étaient très concentrés spatialement. Cette particularité de notre échantillon peut entraîner deux types de conséquences: d'une part, la distribution spatiale du stock n'étant pas représentative, dans le calcul des prix effectifs, certains types de logements plus denses normalement mieux localisés par rapport aux zones d'emploi peuvent occasionner des coûts de déplacement domicile-travail anormalement élevés. D'autre part, lors de la simulation de changements de coûts de transport, la plus forte concentration spatiale de certains types de logement peut restreindre le champ de variation dans les prix relatifs.

---

1. On trouvera à l'annexe II, une carte de la distribution spatiale des NER dans la région métropolitaine de Montréal.

2. SIMLOM: Simulation du Marché du Logement de la Région Métropolitaine de Montréal.

   Il s'agit d'une enquête effectuée en 1972 par INRS-URBANISATION et qui fournit l'information sur 1499 ménages de la région métropolitaine de Montréal.

TABLEAU 4.1

DISTRIBUTION SPATIALES DES ALTERNATIVES

PAR TYPE DE LOGEMENT

			Alternatives observées	
		Nombre de zones total	Echantillon de l'étude	Simlom
Unifamilial détachée,	petit	161	3	-
	moyen	161	28	-
	grand	161	56	-
Unifamilial attachée,	petit	161	1	-
	moyen	161	13	-
	grand	161	38	-
Plex propriétaire,	petit	161	2	-
	moyen	161	30	-
	grand	161	43	-
Plex locataire,	petit	161	18	30
	moyen	161	52	41
	grand	161	30	12
Walk up,	petit	161	39	43
	moyen	161	43	40
	grand	161	13	9
Tours,	petit	161	8	58
	moyen	161	6	35
	grand	161	5	4

4.1.3 Les estimations de prix minimum pour la Région Métropolitaine de Montréal

Sur la base de la méthode de calcul décrite à la section précédente, nous avons estimé les prix effectifs minimum à partir des données dont nous disposions pour la Région Métropolitaine de Montréal. Il est bon de noter qu'il y a un prix minimum correspondant à chaque type de logement, à chaque zone d'emploi et à chaque niveau de revenu. Il n'est donc pas facile de représenter de façon synthétique une telle masse d'informations. De plus, les prix effectifs minimum sont influencés par un ensemble relativement complexe de variables dont la structure des déplacements, l'efficacité relative des modes de transport, le revenu des ménages, le loyer etc. C'est pourquoi il nous semble utile pour une meilleure compréhension des résultats du calcul des prix minimum de présenter l'information sur chacun des éléments qui composent la formule.

Un premier élément à considérer est la distance à l'emploi selon le type de logement qu'occupe le ménage et son niveau de revenu. Le tableau 4.2 reproduit pour chaque catégorie de revenu et type de logement la distance moyenne à l'emploi de même que le coefficient de variation (écart-type/moyenne).

TABLEAU 4.2

DISTANCE MOYENNE A L'EMPLOI SELON LE TYPE DE LOGEMENT ET LE NIVEAU DE REVENU (minutes)

	Moins de $13 000		$13 000-24 999		$25 000 +	
	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne
Unifamilial détaché	75	.81	104	.66	115	.54
Unifamilial attaché	71	.92	82	.66	93	.73
Plex propriétaire	44	1,23	45	.76	48	.71
Plex locataire	36	1,00	44	.80	60	.73
Walk-up	32	1,09	60	.75	89	.72
Tours	19	1,59	30	.70	46	.65

A la lecture de ce tableau, on peut constater d'abord que la distance moyenne par rapport à l'emploi s'accroît avec le revenu alors que le coefficient de variation diminue. Ceci reflète une des caractéristiques de la localisation résidentielle de la plupart des grandes agglomérations nord-américaines. L'élasticité revenu de la demande d'espace étant supérieure à l'élasticité du coût marginal de transport, les revenus élevés ont tendance à se localiser plus loin du centre. Dans la mesure où le centre regroupe une forte proportion des emplois, plus éloigné sera le lieu de travail du lieu de résidence. Le coefficient de variation plus faible témoigne d'une plus grande facilité à satisfaire spécifiquement ses préférences d'habitat à mesure que le revenu augmente.

Maintenant, si on fait une lecture selon le type de logement on constate que la distance moyenne à l'emploi diminue avec la densité d'occupation. Ceci reflète en quelque sorte la structure des prix relatifs et la technologie de production des logements. Les prix du terrain augmentent à mesure qu'on se rapproche des concentrations d'emploi, l'utilisation du sol y est plus intense et les types de logement plus denses. Ainsi, la consommation d'unifamilial se fait à une distance moyenne plus grande des concentrations d'emploi et est généralement plus concentrée dans l'espace comme en témoignent les coefficients de variation. Les types d'habitat plus denses sont davantages dispersés dans l'espace.

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, une composante importante du coût d'habitat sera constituée des coûts de transport. Ce coût de transport comprend entre autre l'évaluation du temps perdu en déplacements domicile-travail. Donc, les temps de déplacement examinés au tableau précédent et leurs variations en fonction du niveau de revenu seront déterminants dans l'évaluation du coût total de transport. Le tableau 4.3 reproduit pour chaque catégorie de revenu et type de logement les coûts moyens de transport selon le mode, soit transport public ou automobile.

TABLEAU 4.3

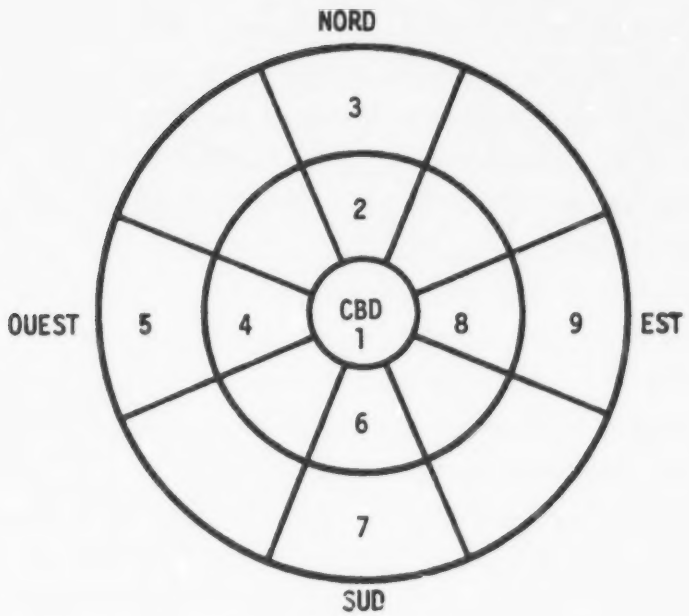
COUTS MOYENS DE TRANSPORT SELON LE MODE,
PAR CATEGORIE DE REVENU ET TYPE DE LOGEMENT[a)]

	Moins de $13 000		$13 000-24 999		$25 000 +	
	Automobile	Transport public	Automobile	Transport public	Automobile	Transport public
Unifamilial détaché	$216,7	$150,4	$285,1	$342,6	$429,2	$578,9
Unifamilial attaché	182,8	149,7	269,5	292,9	375,1	501,3
Plex propriétaire	166,9	109,4	208,0	191,8	231,6	328,7
Plex locataire	157,6	85,6	189,5	191,3	249,1	370,1
Walk up	161,5	81,6	230,5	232,1	304,8	484,9
Tours	142,0	58,3	172,2	147,5	226,2	308,1

a) Les coûts sont calculés à partir des équations 4.7) et 4.8) de la section 4.1.2.

On constate à la lecture de ce tableau l'influence conjointe de deux facteurs, l'efficacité relative des modes de transport et les temps de déplacements selon le niveau de revenu et les types de logements. Les faibles revenus se localisant relativement plus près du lieu d'emploi, et le coût d'opportunité du temps perdu en déplacement étant relativement plus faible, le transport public apparaît généralement comme moins coûteux. Toutefois, à mesure que lerrevenu augmente, l'évaluation du temps augmente et le transport public étant moins efficace en termes de temps pour parcourir une certaine distance, le transport par automobile devient moins coûteux. En effet, l'étude de la vitesse des déplacements sur quatre corridors représentés au schéma 1 montre que la vitesse des déplacements par automobile est beaucoup plus rapide quelque soit les directions étudiées.

SCHEMA 1



	Distance (mille)	Automobile Mille/minute	Transport public Mille/minute
Direction Nord			
zone 1 à 2	5,5	0,50	0,20
zone 1 à 3	16,8	0,60	0,34
Direction Sud			
zone 1 à 6	5,9	0,59	0,18
zone 1 à 7	13,8	0,66	0,25
Direction Est			
zone 1 à 8	6,0	0,50	0,19
zone 1 à 9	25,8	0,81	0,36
Direction Ouest			
zone 1 à 4	5,9	0,69	0,17
zone 1 à 5	13,8	0,77	0,27

De plus, c'est dans la direction est sur le long parcours que le transport collectif est le plus efficace relativement et c'est dans la direction sud où il l'est le moins. Ceci reflète la morphologie de la zone métropolitaine et la barrière que constitue le fleuve, au niveau des déplacements domicile travail.

Nous avons reproduit les principaux éléments qui avec le loyer moyen déterminent les prix effectifs minimum. Pour représenter de façon synthétique l'information sur ces prix minimum, nous avons calculé leur moyenne et leur écart-type sur l'ensemble des 162 zones d'emploi. Les résultats de ces calculs sont présentés au tableau 4.4. On peut constater que systématiquement des dépenses minimum d'habitat augmentent avec le revenu, ce qui reflète à la fois des coûts de transport et des loyers plus élevés. L'examen selon les types de logements montre que pour certaines formes d'habitat plus denses comme l'unifamilial attaché et les plex propriétaires, leur meilleure localisation par rapport aux concentrations d'emploi est largement capitalisée dans les loyers de telle sorte que leur prix minimum se rapproche et à l'occasion dépasse celui de l'unifamilial détaché.

TABLEAU 4.4

MOYENNE DES PRIX EFFECTIFS[a)]

MINIMUM ET ECART TYPE

	Moins de $13 000		$13 000-24 999		$25 000 +	
	Automobile	Transport public	Automobile	Transport public	Automobile	Transport public
	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne	Moyenne	Ecart-type/ Moyenne
Unifamilial détaché	$412	0,12	$496	0,09	$553	0,11
Unifamilial attaché	517	0,10	612	0,06	688	0,09
Plex propriétaire	402	0,12	485	0,12	543	0,16
Plex locataire	219	0,21	295	0,18	343	0,20
Walk up	243	0,18	319	0,05	371	0,16
Tours	353	0,14	433	0,16	482	0,19

Dans notre modèle, on considère que le ménage choisit la zone de résidence et le type de logement pour lequel le coût d'habitat est le plus faible. Chaque alternative est en quelque sorte spatialement caractérisée par le prix effectif minimum qui lui est associé. Ainsi, l'influence d'une modification dans les coûts de transport sur les choix passe par l'intermédiaire des prix effectifs minimum. Il est donc intéressant d'évaluer la sensibilité de ces prix aux variations dans les coûts de transport. Nous avons effectué à cette fin trois types de simulation, une hausse des tarifs d'autobus de 100% (simulation 1), une hausse des prix du carburant de 100% (simulation 2) et une augmentation des frais fixes de 50% (simulation 3). Les résultats de ces simulations sont présentés au tableau 4.5.

TABLEAU 4.5

RESULTATS DES SIMULATIONS DE HAUSSE DES COUTS DE TRANSPORT SUR LES PRIX MINIMUM[a)]

	Moins de $13 000			$13 000-24 999			$25 000 +		
Simulations	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Unifamilial détaché	4,3%	0,9%	2,3%	1,0%	2,3%	6,8%	0,5%	2,3%	9,2%
Unifamilial attaché	2,6	0,7	2,4	0,8	2,5	6,2	0,4	2,5	7,2
Plex propriétaire	3,5	0,8	2,3	1,2	2,1	6,7	0,7	2,0	8,6
Plex locataire	7,4	0,4	1,1	3,0	1,7	6,2	1,3	2,0	11,1
Walk up	6,2	0,6	1,9	2,5	1,7	6,8	0,9	2,1	11,2
Tours	4,2	0,5	1,2	1,8	1,5	5,1	1,0	1,7	8,0

a) La simulation (1) correspond à une hausse des tarifs d'autobus de 100%.
La simulation (2) correspond à une hausse des prix du carburant de 100%.
La simulation (3) correspond à une hausse des frais fixes de 50%.

Il est important de mettre en perspective ces diverses simulations. D'une part, les prix de l'essence ont connu une hausse importante durant les dernières années. Par exemple, à Montréal, le prix du litre d'essence sans plomb a augmenté de 145%. Toutefois, l'impact de cette hausse sur les coûts d'opération d'une automobile a été beaucoup atténué par les économies d'énergie réalisées sur les nouveaux modèles. D'autre part, les innovations permettant ces économies d'énergie ont fait augmenter considérablement les coûts d'acquisition d'une voiture. Ainsi, les frais fixes d'utilisation d'une voiture ont augmenté au taux de 18,4% par année depuis 1976. Il nous apparaissait donc légitime d'évaluer l'impact sur les prix des alternatives d'une augmentation respective des frais fixes d'opération d'une voiture et du prix de l'essence.

L'examen du tableau 5 révèle que la hausse des prix des tarifs du transport public toucherait davantage les ménages à faible revenu demeurant dans des unités relativement plus denses qui verraient leurs coûts d'habitat s'accroître nt. La hausse de prix du carburant touche davantage les ménages dont le revenu est plus élevé et qui habitent des unités moins denses. On a ici simplement le reflet des choix résidentiels et de localisation en fonction du niveau de revenu. Finalement, l'impact de la hausse des frais fixes touche davantage les revenus élevés mais on ne distingue pas de structure précise en fonction du type de densité.

4.2 Spécification empirique du modèle de choix probabiliste

Nous reproduisons dans la présente section les principaux résultats obtenus à partir de l'estimation du modèle logit. Plusieurs formulations différentes du modèle ont été testées afin de tenir compte dans la mesure du possible des contraintes qu'impose ce type de modèle à l'expérimentation. En particulier, le modèle logit multinomial repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives laquelle dans le cas des choix de logement peut ne pas être respecter. Dans un tel cas la décomposition séquentielle des choix peut contribuer à minimiser l'influence de cette hypothèse sur l'estimation. Nous discuterons d'abord de la spécification empirique du modèle en insistant sur les diverses sources de biais et les méthodes utilisées pour en minimiser l'importance. Nous présenterons ensuite les résultats correspondant aux diverses formulations retenues. Dans la première partie de cette étude, nous avons présenté les principales caractéristiques théoriques du modèle de choix probabiliste. Nous discuterons maintenant de la formulation empirique du modèle aux fins spécifiques de l'estimation. Nous exposerons ensuite les différentes sources de biais.

4.2.1 Formulation empirique du modèle:

La formulation du modèle aux fins de l'estimation repose sur les deux éléments suivants: la définition de l'ensemble des choix et la spécification de la fonction d'utilité représentative. L'ensemble des choix est défini sur les principaux attributs du logement, c'est-à-dire le mode d'occupation, la grandeur du logement et sa densité. Pour répondre aux hypothèses du modèle de choix probabiliste, il faut que les alternatives faisant partie de l'ensemble des choix soient distinctes et indépendantes. Ainsi, il faut éviter d'inclure des alternatives qui seront similaires dans leur attributs non-observés. Pour répondre à

cette exigence et aux limites sur le nombre d'alternatives que l'on peut efficacement manipuler, nous avons gardé un niveau d'aggrégation assez élevé tout en essayant de retrouver les grandes catégories de logement sur lesquelles les ménages déterminent leur choix. Nous distinguons deux types de mode d'occupation, locataire et propriétaire. De la même façon, deux catégories de grandeur de logement sont retenues mais on suppose que ces catégories diffèrent selon le mode d'occupation. Dans le cas de la propriété, les logements de 7 pièces et plus sont définis comme de grands logements alors que dans le locatif la même catégorie est constituée des logements de 5 pièces et plus. Finalement, dans le locatif on distingue trois types de densité, l'unifamilial détaché, l'unifamilial attaché et les plex. Dans le cas de la propriété, ces catégories respectives sont constituées des plex, du walk up et des tours[1]. Le tableau 4.6 résume les principales caractéristiques de l'ensemble des choix. En fait, la classification des attributs du logement telle que définie précédamment conduit à un ensemble de douze alternatives.

TABLEAU 4.6

DEFINITION DE L'ENSEMBLE DES CHOIX

Alternatives	Mode d'occupation	Grandeur du logement	Densité
(1) PPDE	Propriétaire (P)	Petit (P)	Détaché (DE)
(2) PPAT	"	"	Attaché (AT)
(3) PPPX	"	"	Plex (PX)
(4) PGDE	Propriétaire (P)	Grand (G)	Détaché (DE)
(5) PGAT	"	"	Attaché (AT)
(6) PGPX	"	"	Plex (PX)
(7) LPPX	Locataire (L)	Petit (P)	Plex (PX)
(8) LPWU	"	"	Walk up (WU)
(9) LPTO	"	"	Tours (TO)
(10) LGPX	Locataire (L)	Grand (G)	Plex (PX)
(11) LGWU	"	"	Walk up (WU)
(12) LGTO	"	"	Tours (TO)

1. On retrouvera à la note du tableau 3.2 la définition de ces types de logement.

On comprendra que le plex constitue la catégorie la plus dense sur le marché de la propriété et la moins dense sur le locatif. De plus, chacune de ces alternatives est "localisées" dans la mesure où pour chaque ménage, un prix minimum d'habitat est calculé pour chaque alternative. Finalement, nous supposons que l'ensemble des choix est le même pour tous les ménages.

Le deuxième élément important à définir préalablement à l'estimation est la spécification de la fonction d'utilité représentative tant du point de vue de la forme fonctionnelle que des variables à inclure. Sur ce dernier plan, nous distinguerons des variables spécifiques aux alternatives et les variables génériques. Le niveau de ces dernières varie d'une alternative à l'autre et elles apparaissent dans la fonction d'utilité représentative de chaque alternative. Par contre, les variables spécifiques ont un lien directement identifiable aux alternatives.

Dans la présente étude, deux types de variables sont introduites; le prix minimum de chaque alternative et un ensemble de variables socio-économiques, dont le revenu, la taille du ménage et l'âge du chef. La première variable est introduite comme variable générique et les variables socio-économiques comme variables spécifiques. En effet, dans ce dernier cas, nous avons vu que puisque le niveau de ces variables est indépendant des alternatives, par exemple, le revenu du ménage est le même quelle que soit l'alternative, leur influence s'annule à moins de les introduire comme des variables spécifiques. Elles prennent alors la valeur observée pour une ou plusieurs alternatives et zéro pour les autres. Elles exercent alors un pur effet de déplacement sur les choix. Par exemple, les ménages à revenus élevés ont une préférence plus grande, toutes choses étant égales par ailleurs, pour les grands logements détachés détenus en propriété.

La fonction d'utilité représentative peut alors être définie de la façon suivante:

$$4.9) \quad V_j = \alpha_j + \sum_k \beta_{jk} Y_k + \gamma D_j \qquad (j = 1, \ldots J)$$

où V_j est l'utilité représentative pour l'alternative j définie selon le mode d'occupation, la grandeur du logement et la densité.

α_j est une constante spécifique à l'alternative j.

Y_k représente la kième variable socio-économique. Elle est définie comme variable spécifique de telle sorte que son coefficient β_{jk} varie selon les alternatives.

D_j est le prix minimum de l'alternative j. Cette variable est définie comme une variable générique de telle sorte que son coefficient γ ne varie pas avec les alternatives.

La constante spécifique α_j est active pour la jème alternative et vaut 0 autrement. On définit ainsi au plus J-1 constantes spécifiques afin d'éviter le problème de multicolinéarité parfaite. Le rôle de ces constantes s'apparente à celui qu'elles jouent dans la régression simple. Elles permettent de capter l'influence moyenne des variables exclues dans la fonction d'utilité. De plus, dans le cas d'un échantillon non-aléatoire comme celui dont on dispose pour la présente étude, les constantes assurent que les coefficients estimés des attributs inclus dans la fonction d'utilité soient non biaisés. Les estimateurs de ces constantes sont alors biaisés mais on a vu qu'il était possible de corriger pour la présence d'un tel biais.

Dans le cas simple de deux alternatives (J=2), la fonction d'utilité représentative de chaque alternative peut alors s'écrire:

$$4.10) \quad V_1 = \alpha_1 + \sum_k \beta_{1k} Y_k + \gamma D_1$$

$$V_2 = \gamma D_2$$

On constate que les variables socio-économiques n'apparaissent pas dans l'alternative de référence puisque ces variables sont définies comme des variables spécifiques aux alternatives. Pour éviter le problème de multicollinéarité parfaite on doit les inclure dans au plus J-1 alternatives.

4.2.2 Les sources possibles de biais

Nous avons couvert largement dans les sections précédentes, les problèmes occasionnés par le fait que l'échantillon dont on dispose n'est pas aléatoire. Nous avons vu comment il était possible d'obtenir malgré tout des estimateurs non-biaisés de l'influence des attributs et des variables socio-économiques sur les probabilités de choix. Il existe cependant diverses autres sources de biais dont nous allons discuter brièvement. En particulier, nous traiterons du choix du type de modèle et de la forme fonctionnelle.

Dans la première partie, nous avons vu que si l'utilité aléatoire ou encore les attributs non observés sont identiquement et indépendamment distribués selon une loi normale, le modèle de choix est alors un modèle probit. Par contre, dans le cas d'une distribution de Weibull, le modèle de choix est un modèle logit. Nous avons choisi ce dernier type de modèle d'une part, parce qu'il est plus facile à traiter lorsque le nombre d'alternatives est élevé et d'autre part, parce que l'expérience montre que ce modèle constitue une bonne approximation du modèle probit. Toutefois, le modèle probit permet d'incorporer la structure de variance-

covariance des erreurs alors que le modèle logit repose sur l'indépendance des erreurs d'une alternative à l'autre. Ainsi, dans le cas où les alternatives sont relativement semblables, une certaine corrélation entre les attributs non observés peut subsister et être une source de biais. En fait, l'application du modèle logit repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives de telle sorte que la probabilité de choix d'une alternative est proportionnelle à son utilité représentative et indépendante des autres. Dans le cas où les alternatives sont semblables, (ex.: autobus rouge et bleu) on devrait s'attendre à ce que l'accroissement de la probabilité de choix d'une de ces alternatives se fasse au détriment de l'autre et non d'une troisième alternative distincte (ex.: voiture). Comme l'indique McFadden[1], dans le cas d'alternatives similaires, cette hypothèse peut biaiser les estimateurs;

"(The independence of irrelevant alternatives assumption) imposes a restricted pattern of substitution across alternatives, with equality of all cross elasticities with respect to a variable in one alternative. When there is strong pattern of similarities among alternatives, one would expect higher cross elasticities between similar alternatives than between dissimilar ones".

Nous verrons que l'utilisation d'un modèle hiérarchique permet de réduire l'influence de cette hypothèse dans la mesure où à chaque niveau de la séquence, le nombre d'alternatives faisant partie de l'ensemble des choix est restreint.

Une deuxième source possible de biais résulte du choix même de la forme fonctionnelle. L'expérience de ces modèles de choix probabiliste montre que les estimateurs sont plus sensibles à la forme fonctionnelle qu'au type de modèle utilisé. Lorsque la théorie sous-jacente au modèle

---

1. McFadden, D. "On the Use of Probabilistic Choice Models in Economics". Presentation at the meeting of the AEA, Chicago, 1978.

ne permet pas de préciser la forme fonctionnelle, la meilleure stratégie est d'utiliser la procédure de transformation suggérée par Box et Cox[1]. Cette procédure consiste à transformer les variables contenues dans la fonction d'utilité en l'occurence dans notre cas les prix minimum de logements. Ceux-ci seront transformés de la façon suivante:

$$D_j(\lambda) = \frac{D_j^{\lambda} - 1}{\lambda}$$

Ainsi, lorsque $\lambda \to 0$ alors $D_j(\lambda) \to \log D_j$ forme logarithmique

et lorsque $\lambda = 1$ alors $D_j(1) = D_j - 1$ forme linéaire

Nous avons utilisé cette transformation afin de vérifier la sensibilité de nos résultats à la spécification de la forme fonctionnelle.

4.3 Résultats des estimations

Nous reproduisons dans cette section les principaux résultats découlant de l'estimation du modèle logit. Nous avons estimé trois types de modèles à savoir le modèle hiérarchique, le modèle séquentiel et le modèle simultané. De plus, nous avons tenté différents niveaux d'agrégation dans la définition des alternatives afin de limiter l'influence sur les estimateurs du non respect de certaines hypothèses du modèle. Nous présenterons donc successivement les résultats découlant de ces différentes spécifications.

4.3.1 Estimation du modèle hiérarchique

Comme première approximation du modèle de choix probabiliste, nous avons voulu exploiter une particularité du modèle, soit la possibilité de décomposer les choix individuels. En effet, lorsque la décision est

1. Box, G.P. et Cox, D.R. "An Analysis of Transformation", Journal of the Royal Statistical Society, No. 26, 1964.

complexe, comme c'est le cas pour le choix d'un logement, il n'est pas inconcevable de penser que l'individu décompose le processus décisionnel et suit un cheminement arborescent. Il se comporte comme si l'utilité qu'il retire d'un bien peut être décomposée au niveau des caractéristiques qui le composent de telle sorte qu'il n'a besoin de considérer à chaque étape qu'un nombre limité d'alternatives. On suppose alors que la fonction d'utilité est séparable et additive et qu'elle peut être exprimée de la façon suivante:

$$4.11) \qquad U_{\ell gh} = V_{\ell gh} + V_{gh} + V_h + \epsilon_{\ell gh}$$

où $U_{\ell gh}$ est la fonction d'utilité d'un ménage associé au choix du logement de densité ℓ, de grandeur g et de mode d'occupation h.

et $\qquad P_h = P(V_h \geq V_{h'} \qquad$ pour tout $h' \neq h)$

$$P_{g|h} = P(V_{gh} \geq V_{g'h} \qquad \text{pour tout } g' \neq g)$$

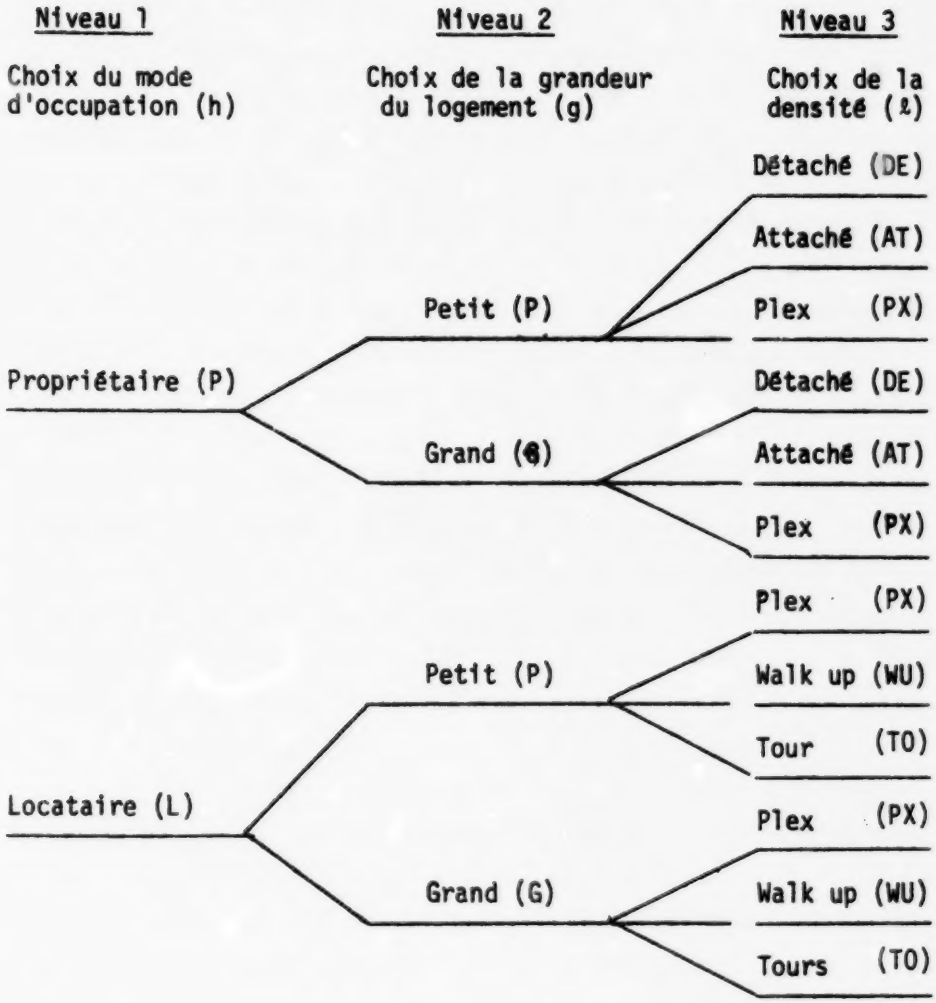
$$4.12) \qquad P_{\ell|gh} = P(V_{\ell gh} \geq V_{\ell' gh} \qquad \text{pour tout } \ell' \neq \ell)$$

A partir des équations précédentes considérées comme mutuellement indépendantes, on peut obtenir la probabilité conjointe, à savoir:

$$4.13) \qquad P_{\ell gh} = P_h \cdot P_{g|h} \cdot P_{\ell|gh}$$

Ce processus décisionnel pourrait être représenté de la façon suivante:

Figure 1


Niveau 1
Choix du mode d'occupation (h)
Niveau 2
Choix de la grandeur du logement (g)
Niveau 3
Choix de la densité (ℓ)
Propriétaire (P)
Locataire (L)
Petit (P)
Grand (G)
Petit (P)
Grand (G)
Détaché (DE)
Attaché (AT)
Plex (PX)
Détaché (DE)
Attaché (AT)
Plex (PX)
Plex (PX)
Walk up (WU)
Tour (TO)
Plex (PX)
Walk up (WU)
Tours (TO)

Une telle décomposition du processus de décision simplifie énormément le problème d'estimation car au lieu d'estimer un modèle sur les 12 alternatives possibles, on a besoin de considérer au plus 3 alternatives par étape. Pour illustrer davantage le type de décomposition retenue, considérons l'éventualité suivante; si vous décidez d'acheter une propriété, de grande dimension, quelle densité choisirez-vous? Notre hypothèse prévoit que la réponse à cette question dépend uniquement des attributs des diverses alternatives de densité et est indépendante des autres attributs spécifiques à la grandeur du logement ou à son mode d'occupation. Pour qu'une telle hypothèse soit acceptable il faut que la fonction d'utilité soit additive et séparable. On doit supposer en fait que les taux marginaux de substitution entre les attributs propre à la densité sont constants quelque soit la grandeur du logement ou le choix du mode d'occupation. Une telle hypothèse apparaît assez forte dans le cas du logement où effectivement la substitution entre différents niveaux de densité dépend de la dimension du logement ou encore du mode d'occupation. Nous aurons de toute façon l'occasion de vérifier empiriquement la validité de cette hypothèse.

L'estimation de ce modèle hiérarchique a été effectuée en décomposant de façon appropriée notre échantillon de 1351 ménages. Les estimations aux deux premiers niveaux portent sur le modèle simple. Les variables utilisées sont d'une part les variables socio-économiques telles l'âge du chef, la taille du ménage, le revenu et d'autre part, les prix minimum des diverses alternatives telles que calculés à la section précédente. Comme nous l'avons déjà mentionné, les variables socio-économiques sont introduites comme des variables spécifiques aux alternatives et les prix sont des variables génériques. Ainsi, les coefficients des variables socio-économiques varient selon les alternatives et celles des prix sont constants d'une alternative à l'autre. Les résultats des estimations sont présentés au tableau 4.7.

TABLEAU 4.7

RESULTATS DE REGRESSION DU MODELE HIERARCHIQUE

	Niveau 1 Choix du mode d'occupation	Niveau 2 Choix de la grandeur du logement		Niveau 3 Choix du type de logement			
	$Pr(P)$ (1)	$Pr(P\|P)$ (2)	$Pr(P\|L)$ (3)	$Pr(D\|P,P)$ (4)	$Pr(D\|P,G)$ (5)	$Pr(P\|L,P)$ (6)	$Pr(P\|L,G)$ (7)
Constantes spécifiques	- 3,340 (4.02)	3,148 (5.99)	2,220 (5.64)	-	-	-	-
- détaché/plex	-	-	-	2.99 (3.83)	2.71 (2.54)	-1.29 (1.62)	6.62 (2.37)
- attaché/walk-up	-	-	-	2.49 (2.44)	1.13 (0.98)	0.25 (0.37)	5.91 (2.09)
Age	0.021 (4.48)	-0.026 (3.73)	-0.006 (0.815)	-	-	-	-
- détaché/plex	-	-	-	-0.041 (3.80)	-0.031 (1.87)	-0.037 (4.14)	-0.081 (2.45)
- attaché/walk-up	-	-	-	-0.046 (3.01)	-0.025 (1.42)	-0.045 (5.61)	-0.087 (2.59)
Taille	0.736 (13.17)	-0.155 (2.57)	-0.618 (8.04)	-	-	-	-
- détaché/plex	-	-	-	-0.254 (2.59)	-0.089 (0.79)	0.769 (4.11)	0.273 (0.82)
- attaché/walk-up				-0.209 (1.61)	-0.071 (0.53)	0.677 (3.81)	0.328 (0.97)
Revenu (000)	0.106 (11.69)	-0.039 (4.44)	0.003 (0.03)	-	-	-	-
- détaché/plex	-	-	-	0.044 (2.50)	0.019 (1.02)	-0.071 (3.61)	-0.160 (3.39)
- attaché/walk-up	-	-	-	0.025 (1.20)	0.019 (0.93)	-0.061 (3.61)	-0.160 (3.28)
Loyer (30)	-0.712 (1.90)	0.279 (0.75)	-1.012 (2.43)	-0.959 (4.93)	-1.41 (4.19)	-2.23 (5.41)	-1.099 (1.96)
# observations	1,351	735	616	449	286	410	206
$(rho)^2$	0.25	0.04	0.10	0.08	0.06	0.12	0.08
χ^2	477.2	36.1	80.7	60.9	32.5	104.3	27.3

Le χ^2 est définie comme $-2 \log[L^*(0) - \log L^*(\hat{a})]$ où L^* est la valeur maximum de la fonction de vraisemblance sous l'hypothèse que tous les paramètres sont nuls $L^*(0)$ et sous l'hypothèse que les paramètres prennent les valeurs estimés $L^*(\hat{a})$.

Le $(rho)^2$ est définie comme $1 - [L^*(\hat{a})/L^*(0)]$

En examinant ces résultats, on constate d'abord que la plupart des coefficients sont significatifs et du bon signe. Les $(rho)^2$ qui servent à mesurer la qualité de l'ajustement statistique ne sont pas très élevés sauf pour les équations (1), (3) et (6) où leur valeur indique que la capacité explicative des variables retenues est relativement bonne. Examinons maintenant chacune des équations séparément. L'équation (1) porte sur l'évaluation des choix du mode d'occupation. Pour mieux comprendre la sensibilité de ces choix aux variations dans les variables explicatives, il convient d'examiner les élasticités directes et les élasticités croisées. D'une façon générale, on peut définir l'élasticité de la probabilité de choix de l'alternative j par rapport au kième attribut de la fonction d'utilité de l'individu i de la façon suivante:[1]

$$4.14) \qquad {}^{P^i_j}\eta_{X_{\ell k}} = \beta_{jk}\, X_{jk}(\delta_{j\ell} - P^i_j)$$

$$\text{où} \quad \delta_{j\ell} = \begin{cases} 1 & \text{si } j = \ell \quad \text{élasticité directe} \\ 0 & \text{si } j \neq \ell \quad \text{élasticité croisée} \end{cases}$$

Cette dernière équation donne l'élasticité pour chaque individu. Afin d'obtenir l'élasticité sur l'ensemble de l'échantillon, on pondère ces élasticités individuelles par les probabilités de choix estimés, soit:

$${}^{P_j}\eta_{X_{\ell k}} = \frac{\sum_i \hat{P}^i_j \; {}^{P^i_j}\eta_{X_{\ell k}}}{\sum_i \hat{P}^i_j}$$

On reproduit au tableau 4.8 les élasticités directes et croisées du choix du mode d'occupation en fonction des variables socio-économiques et des prix de chaque mode.

---

1. On pourra trouver une dérivation de ces élasticités dans Hensher, D.A. et Johnson, L.W., op. cit. pages 57-60.

TABLEAU 4.8

ELASTICITES DIRECTES ET CROISEES

CHOIX DU MODE D'OCCUPATION

	Pr(P) Elasticités directes	Pr(L) Elasticités croisées
Age du chef	.2654	- .5737
Taille du ménage	.6898	- 2.0196
Revenu du chef	.6182	-11.8125
Prix du logement en propriété	-1.1594	2.6978
Prix du logement locatif	1.1772	- .8024

Comment interpréter ces résultats? D'abord, l'élasticité directe mesure l'impact d'un accroissement de 1 pour cent dans la valeur d'une variable explicative sur la probabilité d'acheter son logement. Par exemple, l'accroissement du revenu de 1 pour cent augmente la probabilité d'être propriétaire de ,6182 pour cent, les autres variables demeurant constantes. L'élasticité croisée par contre indique que ce même accroissement de revenu diminue la probabilité d'être locataire de 1,81 pour cent. La variable qui diminue le plus la probabilité d'être locataire est la taille du ménage. La probabilité d'être propriétaire est plus sensible à la variation du prix du logement que ce n'est le cas de la probabilité d'être locataire. La variable qui affecte le plus la probabilité d'être locataire est le prix du logement en propriété. En effet, l'élasticité croisée nous indique que l'augmentation de 1 pour cent du prix de la propriété entraîne une augmentation de 2,69 pour cent dans la probabilité d'être locataire. Ce résultat est très important dans la mesure où tout programme qui a pour conséquence de diminuer le coût de l'accès à la propriété aura un effet considérable sur le locatif.

On peut faire une analyse analogue dans le cas du choix de la grandeur du logement et de la densité. Les élasticités correspondant à ces niveaux de choix sont reproduites au tableau 4.9. On peut constater qu'occuper un grand logement pour un propriétaire s'accroît avec l'âge du chef de ménage. On constate également qu'une fois ces deux attributs du logement pris en considération, les probabilités de choisir un logement à plus forte densité s'accroît avec l'âge du chef. D'une façon analogue, occuper un grand logement pour le propriétaire est particulièrement sensible par rapport à la taille du ménage. Par contre, la probabilité d'occuper une forte densité sur le marché de la propriété s'accroît avec la taille alors que sur le marché locatif c'est la probabilité d'occuper une faible densité qui s'accroît avec la taille. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'avec l'augmentation de la taille du ménage une moins grande partie du revenu peut être libérée pour fins de consommation de logement. En ce qui concerne l'influence du revenu, la probabilité d'occuper un grand logement chez les propriétaires s'accroît avec le revenu. Sur le marché de la propriété, la probabilité d'occuper un logement de faible densité (détaché) s'accroît avec le revenu alors qu'on observe l'inverse sur le marché locatif.

Les résultats obtenus reproduisent donc de façon adéquate ce à quoi on s'attend généralement de l'influence des variables socio-économiques sur les choix de logements. Ce qui est fort intéressant cependant et qui n'est généralement pas mis en évidence dans les autres études, c'est l'influence des prix sur ces choix. On peut constater que le choix de densité est très sensible au prix et cela davantage sur le marché de la propriété que sur le locatif. Par exemple, l'augmentation de 1 pour cent des prix du logement détaché, grand et détenu en propriété entraîne une diminution de 3.34 pour cent dans la probabilité de choisir ce type de logement et entraîne un accroissement de 5,68 pour cent dans la probabilité de choisir un logement de plus forte densité, plex ou tour. Sur le marché locatif on observe le même type

TABLEAU 4.9

ELASTICITES DIRECTES (E_{11}) ET ELASTICITES CROISEES (E_{12})

MODELE DE CHOIX HIERARCHIQUE[1)]

	Choix de la grandeur du logement				Choix de la densité							
	Pr(P|P)		Pr(P|L)		Pr(DE|P,P)		Pr(DE|P,G)		Pr(PX|L,P)		Pr(PX|L,G)	
	E_{11}	E_{12}	E_{11}	E_{12}	E_{11}	E_{12}	E_{11}	E_{12}	E_{11}	E_{12}	E_{11}	E_{12}
Age du chef	- .38	.62	- .05	.13								
- détaché/plex					- .54	.96	- .46	.75	-1.03	.41	-1.08	2.11
- attaché/walk-up					-1.39	.30	- .72	.29	- .80	.88	-2.32	1.02
Taille du ménage	- .21	.34	- .46	.83								
- détaché/plex					- .31	.58	.13	- .23	1.20	- .56	.28	- .54
- attaché/walk-up					- .61	.13	- .19	.07	.62	- .86	.70	- .34
Revenu	- .34	.52	-	-								
- détaché/plex					.32	- .67	.17	- .32	- .70	.27	- .83	1.57
- attaché/walk-up					.45	- .10	.33	- .14	- .38	.50	-1.64	.75
Prix petits logements												
- Prop. P /Locatif L	.54	- .90	- .94	2.25								
Prix grands logements												
- Prop. P /locatif L	.95	- .71	-1.97	1.44								
Prix Prop. P - petit P												
- Densité faible DE PX					-1.70	3.32	-3.34	5.68	-3.90	1.60	-1.00	1.91
- Densité AT WU					-4.42	.98	-5.52	2.19	-2.64	3.44	-1.98	.92
- Densité forte PX TO					-3.19	1.29	-5.27	1.44	-4.78	3.25	-3.78	1.48

1) Pour interpréter ces élasticités prenons celle qui est encerclée. Ceci indique qu'un accroissement du prix d'un logement détaché, grand et détenu en propriété de 1% diminue la probabilité de choisir ce type de logement de 3.34%. Cette augmentation de prix accroît la probabilité de choisir un plex ou une tour de 5.68 pour cent.

de relation mais à un moindre degré. Ceci nous indique donc une forte sensibilité des choix aux variations de prix relatifs et montre que l'augmentation des coûts de transport qui se reflète, comme nous l'avons vu, par une augmentation du prix relatif des logements de faible densité aurait pour effet de provoquer un déplacement significatif de la demande. De la même façon, les premiers résultats sur les élasticités nous indiquent que la sensibilité aux variations de prix relatifs des logements de différentes grandeurs est plus élevée sur le marché locatif que sur le marché de la propriété.

L'analyse précédente montre que le modèle estimé apparaît largement conforme aux attentes à priori sur le comportement des ménages suite à une variations de leur situation socio-économique ou encore des prix relatifs. Il convient cependant d'aller plus loin et d'examiner la sensibilité de chacune des alternatives aux variations dans les variables explicatives. Ceci est obtenu en calculant pour chacune des alternatives, la probabilité qui y est associée, lorsque les variables sont évaluées à la moyenne de l'échantillon et lorsqu'on augmente la valeur de ces variables d'un écart type. De façon, plus formelle,

$$\Delta Pr(P_j)/\Delta X_k = Pr(P_j)_{\overline{X}_k + \sigma_{X_k}} - Pr(P_j)_{\overline{X}_k}$$

Par exemple pour la première alternative

$$\Delta Pr(P_1)/\Delta X_k = Pr(PPDE)_{\overline{X}_k + \sigma_{X_k}} - Pr(PPDE)_{\overline{X}_k}$$

Les résultats obtenus sont présentés au tableau 4.10. Ils confirment les principales relations qui se dégageaient de l'analyse des élasticités. Un premier volet d'analyse concerne les variables socio-économiques. Par exemple, la probabilité d'occuper un logement en propriété s'accroît avec l'âge du chef sauf pour les petits logements de faible densité,

TABLEAU 4.10

EFFET D'UN CHANGEMENT DES VARIABLES
EXPLICATIVES SUR LA PROBABILITE DE CHAQUE ALTERNATIVE

	PPDE	PPAT	PPPX	PGDE	PGAT	PGPX	LPPX	LPMU	LPTO	LGPX	LGMU	LGTO
Age du chef	- .0308	-.0107	.0300	.0258	.0017	.0508	-.0173	-.0471	.0139	-.0039	-.0152	.0030
Taille du ménage	.0267	.0101	.0334	.0652	-.0036	.0368	-.0567	-.0760	-.0331	-.0095	-.0127	-.0012
Revenu	.0468	.0030	-.0077	.0639	.0122	.0349	-.0339	-.0616	-.0087	-.0268	-.0225	-.0006
Prix P/L	-.1187	-.0280	-.0329	-.0744	-.0383	-.0002	.0528	.1103	.0336	.0581	.0332	.0017
Prix LP/LG							-.0307	-.0612	-.0185	.0692	.0396	.0020
Prix PP/PG	.0403	.0095	.0111	-.0421	-.0207	-.0001						
Prix LPPX/LPAU							-.0649	.0506	.0143			
Prix LPMU/LPAU							-.0369	-.0858	.1227			
Prix LGPX/LGAU										-.0251	.0238	.0012
Prix LGMU/LGAU										.0048	-.0080	.0031
Prix PPDE/PPAU	-.1376	.0632	.0743									
Prix PPAT/PPAU	-.1005	-.0282	.1288									
Prix PGDE/PGAU				-.1286	.0632	-.0654						
Prix PGAT/PGAU				-.1055	-.0509	.1564						

1) Prix P/L : prix relatif des logements en propriété (P) par rapport au locatif (L).

Prix LP/LG : prix relatif des petits logements (P) locatifs par rapport aux grands logements (G) locatifs.

Prix PP/PG : prix relatif des petits logements (PP) propriété par rapport aux grands logements (PG) en propriété.

Prix LPPX/LPAU : prix relatif des petits logements locatifs de faible densité (DE) par rapport aux petits logements locatifs de densité autre (AU).

Alors que la probabilité d'être locataire diminue sauf pour les logements de forte densité. Donc, il y a un net glissement en faveur de logement plus dense de type propriétaire avec l'accroissement de l'âge du chef du ménage. De la même façon, la probabilité d'être propriétaire s'accroît avec la taille du ménage, la propriété étant souvent le seul moyen d'accéder à un logement de grandeur adéquate. La probabilité de louer de petits logements diminue fortement. Finalement, si on examine l'influence du revenu, on constate que la probabilité d'occuper un grand logement de faible densité en propriété est particulièrement sensible au niveau de revenu. Les catégories locatives les plus touchées sont les petits walk-up et plex.

Un deuxième volet touche l'influence des prix relatifs. Un changement de prix relatif en faveur du locatif touche davantage les logements de faible densité comme le simple détaché ou attaché et la probabilité d'occuper un walk-up ou un plex sur le marché locatif s'accroît. La variation des prix relatifs de logements de différentes densités confirme l'analyse faite avec les élasticités. Les probabilités de choisir un type de densité donné sont très sensibles aux prix et cela davantage sur le marché de la propriété que sur le locatif.

D'une façon générale, le modèle précédent semble reproduire assez bien les comportements de choix du logement. Le sens des relations est conforme aux attentes à priori et la plupart des coefficients sont significatifs. Il faut souligner cependant que ce modèle repose sur l'hypothèse d'absence d'interrelation entre les différents niveaux de choix qui comme nous l'avons mentionné est difficilement acceptable dans le cas du logement. En effet, la structure du stock est telle que les décisions à un niveau sont liées par les choix effectués à un autre niveau. Par exemple, le choix d'un grand logement de faible densité contraint souvent le choix du mode d'occupation à la propriété. Cette caractéristique des choix résidentiels milite en faveur d'un modèle qui "mémorise"

en quelque sorte l'information sur les choix dans la séquence des décisions. Ce sera le modèle de choix séquentiel. De plus, il faut mentionner que le choix de la densité étant multiple, la validité du modèle est soumise au respect de l'hypothèse d'indépendance des alternatives. Une des conséquences de ceci est que les élasticités croisées sont les mêmes pour les autres alternatives que celles pour laquelle on fait varier un attribut. Par exemple, si on se réfère au tableau 4.9, l'impact de l'accroissement de 1% du prix des plex sur le marché locatif est le même sur les walk-up et les tours, soit d'accroître leur probabilité de choix de 1.91. Or, dans la mesure où les plex et les walk-up sont des alternatives similaires, on devrait s'attendre à ce que l'impact soit plus accentué sur ces derniers que sur les tours. Nous allons vérifier dans la prochaine section à l'aide du modèle séquentiel dans quelle mesure les alternatives sont percues comme similaires.

4.3.2 Estimation du modèle séquentiel

Dans le modèle précédent, on suppose que les décisions sont prises de façon indépendante d'un niveau à l'autre. Une telle décomposition du processus de décision repose sur l'hypothèse d'indépendance des alternatives et de façon plus spécifique dans notre cas sur la séparabilité des attributs qui composent le bien logement. Nous avons vu dès la première section que dans le cas d'un modèle séquentiel, il est possible de vérifier la validité de l'hypothèse sur laquelle repose le modèle hiérarchique précédent. Cette tâche est assumée par le coefficient de la valeur inclusive laquelle incorpore l'information sur les choix effectués au niveau précédent de la hiérarchie.

Dans le cas concret qui nous intéresse ici, si on se refère à la fonction d'utilité présentée à l'équation 4.11, le modèle séquentiel peut être formulé de la façon suivante:

4.15) $$P_{\ell|gh} = \frac{\exp(U_{\ell gh})}{\sum_{\ell} \exp(U_{\ell gh})} = \frac{\exp(V_{\ell gh})}{\sum_{\ell} \exp(V_{\ell gh})}$$

4.16) $$P_{g|h} = \frac{\sum_{\ell} \exp(U_{\ell gh})}{\sum\sum_{\ell g} \exp(U_{gh})} = \frac{\exp(V_{gh}) \left[\sum_{\ell} \exp(V_{\ell gh})\right]}{\sum_{g} \exp(V_{gh}) \left[\sum_{\ell} \exp(V_{\ell gh})\right]}$$

$$= \frac{\exp(V_{gh} + I_{gh})}{\sum_{g} \exp(V_{gh} + I_{gh})}$$

où $I_{gh} = \log \left[\sum_{\ell} \exp(V_{\ell gh})\right]$ la valeur inclusive

4.17) $$P_h = \frac{\sum_{\ell}\sum_{g} \exp(U_{\ell gh})}{\sum_{\ell}\sum_{g}\sum_{h} \exp(U_{\ell gh})} = \frac{\exp(V_h) \left[\sum_{g} \exp(V_{gh} + I_{gh})\right]}{\sum_{h} \exp(V_h) \left[\sum_{g} \exp(V_{gh} + I_{gh})\right]}$$

$$= \frac{\exp(V_h + I_h)}{\sum_{h} \exp(V_h + I_h)}$$

où $I_h = \log \left[\sum_{g} \exp(V_{gh} + I_{gh})\right]$ la valeur inclusive

et finalement:

4.18) $$P_{\ell gh} = P_h \cdot P_{g|h} \cdot P_{\ell|gh}$$

Dans la formulation précédente le coefficient de la valeur inclusive est contraint de prendre la valeur 1. La généralisation de ce modèle admet des valeurs différentes de 1. Dans un tel cas, les équations 4.16 et 4.17 peuvent s'exprimer de la façon suivante:

$$4.19) \qquad P_{g|h} = \frac{\exp[V_{gh} + (1-\sigma)I_{gh}]}{\sum_{g} \exp[V_{gh} + (1-\sigma)I_{gh}])|}$$

$$4.20) \qquad P_{h} = \frac{\exp[V_{h} + (1-\delta)I_{h}]}{\sum_{h} \exp[V_{h} + (1-\delta)I_{h}]}$$

Le coefficient σ mesure le degré de corrélation entre les attributs non observés résultant de la similitude des logements de différentes densités pour une même grandeur et un mode d'occupation donné. De la même façon, δ mesure le degré de corrélation entre les attributs non observés résultant de la similitude des logements de différentes grandeurs pour un mode d'occupation donné. Nous avons donc estimé ces équations en introduisant les valeurs inclusives. Les résultats sont présentés au tableau 4.11.

On peut constater en examinant les coefficients des valeurs inclusives d'une part que $(1-\sigma)$ n'est pas significativement différent de zéro et d'autre part que $1-\delta$ est significativement égal à 1. Dans le premier cas, ceci nous indique le degré élevé de corrélation des attributs non observés des logements de différentes densités. Ainsi, la décision au niveau des choix de densité est indépendante du choix de la grandeur des logements. Ce résultat confirme l'hypothèse d'indépendance d'un niveau de décision à l'autre soit des choix de densité et de la grandeur du logement. Par contre, la valeur de $(1-\sigma)$ près de 1 montre que les décisions quant au choix du mode d'occupation et de la grandeur du logement ne sont pas indépendantes de telle sorte qu'il convient d'incorporer l'information sur les choix à un niveau ultérieur dans la séquence des décisions. C'est le rôle de la valeur inclusive.

Ces résultats peuvent indiquer que la séquence décisionnelle choisie a priori n'est pas appropriée. Par exemple, dans la mesure où l'exercice des choix de densité et de grandeur des logements implique un certain mode

TABLEAU 4.11

ESTIMATION DU MODELE SEQUENTIEL AVEC VALEUR INCLUSIVE[a)]

	Niveau 1 Choix du mode d'occupation	Niveau 2 Choix de la grandeur du logement	
	Pr(P)	Pr(P|P)	Pr(P|L)
Constantes spécifiques	-6,57	2,79 (2,10)	1,735 (3,48)
Age	0,042 (6,57)	-0,025 (3,23)	-0,006 (0,99)
Taille	0,563 (8,90)	-0,12 (0,91)	-0,628 (8,13)
Revenu (000)	0,092 (9,77)	-0,0044 (2,16)	-0,025 (1,30)
Loyer (00)	-0,897 (2,30)	0,364 (0,76)	-0,528 (0,80)
Valeurs inclusives			
$(1-\sigma)$	-	0,134 (0,29)	0,045 (1,55)
$(1-\delta)$	0,943 (5,16)	-	-
$(rho)^2$	0,271	0,037	0,106
# observations	1,351	735	616
χ^2	505,2	36,2	83,2

a) Référer au tableau 4.7 pour l'explication des statistiques.

d'occupation, il est peut être possible de redéfinir la séquence décisionnelle autour du choix de la grandeur du logement et du choix de la densité conditionnel à la décision précédente. Les décisions à de dernier niveau incorporent alors six alternatives. Nous avons estimé ce modèle hiérarchique[1] mais en général les résultats se sont avérés peu satisfaisants par rapport à la spécification initiale. En particulier, le modèle ne semble pas en mesure de capter adéquatement l'impact différentiel des variables socio-économiques sur le choix des alternatives. Comme nous le verrons, ce type de problème est accentué dans le cas du modèle simultané.

4.3.3 Estimation du modèle simultané

Les estimations précédentes portent sur une décomposition de l'ensemble des choix. Le modèle discuté dans la présente section suppose que l'individu considère au moment du choix l'ensemble des attributs du logement. Ainsi, il faut considérer simultanément l'ensemble des alternatives. En fait, il s'agit d'estimer directement le modèle suivant:

$$4.21) \qquad P_{\ell gh} = \frac{\exp(U_{\ell gh})}{\Sigma\Sigma\Sigma_{\ell gh} \exp(U_{\ell gh})}$$

Soit encore sous forme paramétrique,

$$4.22) \qquad P_{\ell gh} = \frac{\exp(\alpha_{\ell gh} + \sum_k \beta_{\ell ghk} Y_k + \gamma D_{\ell gh})}{\Sigma\Sigma\Sigma_{\ell gh} \exp(\alpha_{\ell gh} + \sum_k \beta_{\ell ghk} Y_k + \gamma D_{\ell gh})},$$

où les $\alpha_{\ell gh}$ représentent les constantes spécifiques.

$\beta_{\ell gh}$ les coefficients des variables socio-économiques Y_k.

et γ le coefficient des prix effectifs minimum $D_{\ell gh}$.

---

1. On trouvera les résultats de ces estimations au tableau A1 de l'annexe 3.

TABLEAU 4.12

ESTIMATION DU MODELE LOGIT

MULTINOMIAL (12 alternatives)[a)]

	Ensemble de l'échantillon (1)	Catégories de revenu -15 000 (2)	$15 000-24 999 (3)	$25 000 + (4)
Constantes spécifiques				
-PPDE	8,50 (5,70)	8,05 (2,96)	7,68 (4,78)	6,43 (3,09)
-PPAT	8,13 (5,21)	8,86 (3,19)	6,67 (3,94)	4,94 (2,23)
-PPPX	6,60 (4,30)	7,10 (2,60)	4,66 (2,84)	2,83 (1,29)
-PGDE	6,50 (4,34)	8,17 (2,97)	5,80 (3,59)	4,72 (2,28)
-PGAT	4,92 (3,18)	5,39 (1,86)	4,82 (2,91)	2,08 (0,01)
-PGPX	4,41 (2,73)	5,82 (2,06)	3,55 (2,03)	0,97 (0,04)
-LPPX	8,16 (5,27)	6,00 (2,16)	3,70 (2,14)	0,57 (0,02)
-LPWU	9,21 (6,05)	6,92 (2,52)	6,42 (3,84)	2,48 (1,11)
-LPTO	5,51 (3,58)	5,40 (1,99)	3,41 (2,03)	1,69 (0,07)
-LGPX	7,41 (4,85)	4,81 (1,75)	3,93 (2,35)	3,77 (1,49)
-LGWU	6,86 (4,35)	4,65 (1,68)	2,55 (1,48)	0,26 (0,09)
Age				
-PPDE	-0,07 (3,56)	-0,07 (1,78)	-0,07 (2,28)	-0,07 (1,31)
-PPAT	-0,08 (3,48)	-0,09 (2,21)	-0,07 (2,12)	-0,05 (0,94)
-PPPX	-0,04 (1,97)	-0,06 (1,49)	-0,03 (1,04)	-0,02 (0,33)
-PGDE	-0,05 (2,25)	-0,07 (1,71)	-0,04 (1,26)	-0,02 (0,36)
-PGAT	-0,05 (2,10)	-0,06 (1,45)	-0,05 (0,51)	0,01 (0,18)
-PGPX	-0,03 (1,38)	-0,05 (1,32)	-0,03 (0,09)	0,02 (0,42)
-LPPX	-0,08 (3,94)	-0,09 (2,42)	-0,07 (1,93)	-0,02 (0,39)
-LPWU	-0,09 (4,37)	-0,09 (2,44)	-0,11 (3,39)	-0,05 (0,86)
-LPTO	-0,03 (1,42)	-0,04 (0,16)	-0,03 (0,09)	-0,01 (0,26)
-LGPX	-0,08 (3,60)	-0,08 (2,02)	-0,08 (2,24)	-0,12 (1,78)
-LGWU	-0,08 (3,75)	-0,10 (2,45	-0,06 (1,60)	-0,04 (0,57)

	Ensemble de l'échantillon (1)	Catégories de revenu -$15 000 (2)	$15 000-24 999 (3)	$25 000 + (4)
Revenu (000)				
-PPDE	-0,03 (1,06)	- -	- -	- -
-PPAT	-0,05 (1,49)	- -	- -	- -
-PPPX	-0,07 (2,28)	- -	- -	- -
-PGDE	-0,01 (0,25)	- -	- -	- -
-PGAT	-0,01 (0,04)	- -	- -	- -
-PGPX	-0,03 (1,00)	- -	- -	- -
-LPPX	-0,18 (5,75)	- -	- -	- -
-LPWU	-0,17 (5,72)	- -	- -	- -
-LPTO	-0,09 (2,93)	- -	- -	- -
-LGPX	-0,18 (5,67)	- -	- -	- -
-LGWU	-0,17 (5,14)	- -	- -	- -
Taille	-0,30 (7,04)	-0,41 (5,56)	-0,26 (3,89)	-0,18 (2,00)
Loyer (00)	-1,09 (9,64)	-1,71 (6,12)	-0,94 (5,96)	-0,83 (4,44)
x^2	546,0	114,1	95,3	49,2
$(rho)^2$	0,09	0,06	0,04	0,04
# observations	1 351	467	563	321

a) Référer au tableau 4.7 pour l'explication des statistiques pertinentes.

Dans le cas du modèle original, il faut alors estimer un nombre considérable de coefficients, soit 11 constantes spécifiques, 33 coefficients associés variables socio-économiques et le coefficient de la variable de prix. De plus, la forte multicollinéarité entre ces variables rend difficile l'identification de la contribution spécifique de chaque variable à l'explication des choix de logements. Il convenait donc d'introduire certaines restrictions a priori sur les coefficients. Dans la mesure où nous travaillons avec un échantillon biaisé, il est important du point de vue de la qualité de nos estimations, de maintenir les constantes spécifiques. Nous avons par contre imposé la restriction suivante à savoir que la taille du ménage n'influence que le choix des alternatives où la grandeur du logement varie. Pour les autres variables socio-économiques, tels l'âge et le revenu, il était difficile d'imposer a priori des restrictions du même type. Ainsi, la première équation du tableau 4.12 porte sur cette seule contrainte dans la spécification du modèle.

On peut constater à la lecture des résultats que la plupart des variables sont significatives, que les coefficients de la variable taille du ménage et des loyers ont le bon signe. Toutefois, pour les autres variables socio-économiques, le modèle semble incapable de discriminer leur influence spécifique selon les alternatives. Par exemple, tous les coefficients de la variable revenu et d'âge sont négatifs, ce qui n'est certes pas conforme à nos attentes. On devrait s'attendre entre autre à ce que les alternatives comme l'unifamilial détaché et l'unifamilial attaché soient liées positivement au revenu. La forte corrélation entre le revenu et les prix minimum peut être à la source de cette particularité de nos résultats, c'est pourquoi nous avons décomposé l'échantillon en fonction du niveau de revenu et estimé le modèle pour chacun des groupes de revenu. Les résultats sont présentés aux équations 2, 3 et 4 du tableau 4.12. On constate une variation importante des coefficients d'un niveau de revenu à l'autre. L'influence de la taille sur la probabilité

d'occuper un petit logement est négative et diminue avec le niveau de revenu. La variable de loyer est toujours significative et diminue avec le niveau de revenu, ce qui est conforme à nos attentes a priori. Plus les revenus sont élevés, moins les sont influencées par les prix. Il demeure cependant que le modèle encore une fois semble incapable d'identifier l'influence différenciée de l'âge selon les alternatives. La relation est positive pour les tours et négative dans tous les autres cas. Nous avons tenté de spécifier différemment la variable d'âge en regroupant les alternatives qui diffèrent que pour la grandeur du logement. Les résultats ne sont pas significativement différents des précédents et nous ne les reproduisons pas ici.

D'une façon générale, parmi toutes les spécifications que nous avons essayées, la première portant sur le modèle hiérarchique nous apparaît celle qui se rapproche davantage de nos attentes a priori. C'est donc cette spécification du modèle que nous avons retenue pour l'analyse des scénarios dans la prochaine partie. Nous verrons que le fait d'utiliser le modèle séquentiel plutôt que le modèle simultané réduit la qualité prévisionnelle des parts de marché de chaque alternative. Toutefois, l'application du problème de minimisation de l'information sous contrainte permet d'ajuster les probabilités de façon adéquate.

5. PROBABILITES DE CHOIX ET ANALYSE DES SCENARIOS

Nous avons exposé au chapitre précédent les principaux résultats de l'application du modèle logit. Nous avons examiné différentes formulations empiriques de ce modèle. Toutefois, il est apparu que le modèle hiérarchique de départ était le plus satisfaisant. C'est donc sur la base de cette estimation que nous appuyons la présente discussion. Ce sont les probabilités estimées à partir de ce modèle qui seront utilisées dans le modèle de minimisation de l'information et l'évaluation des différents scénarios. Nous abordons donc dans un premier temps l'analyse des probabilités de choix telles qu'estimées à partir du modèle de choix probabiliste et les probabilités correspondant au scénario de base, c'est-à-dire celles qui respectent les contraintes sur l'offre de logement. Nous analysons ensuite les résultats des différents scénarios.

5.1 Les probabilités de choix par groupes socio-économiques

5.1.1 Les probabilités estimées

Nous avons utilisé le modèle de choix hiérarchique dont l'estimation a été présentée à la section 4.1.1. Dans la mesure où les variables socio-économiques introduites dans ce modèle sont continues, pour chaque groupe socio-économique que nous avons identifié, le calcul de la probabilité a été effectué à la moyenne de ces variables. Nous distinguons trois catégories de revenu, trois groupes d'âge et trois catégories de taille de ménage. Pour chacune de ces catégories nous reproduisons au tableau 5.1 la moyenne observé dans l'échantillon. C'est en appliquant ces moyennes aux coefficients estimés que nous pouvons générer pour chacun des 18 groupes de ménages les probabilités de choix pour chacune des 12 alternatives. Ceci constitue un tableau avec 216 entrées qu'il est difficile d'analyser en détail, mais qui reproduit en quelque sorte l'influence des variables socio-économiques telle qu'estimée par le modèle. En fait, si on effectue une lecture horizontale sur une ligne donnée du tableau 5.2, on obtient la probabilité de choix de chaque alternative pour un groupe socio-économique. Par exemple, pour le ménage composé de 2 personnes dont le revenu

TABLEAU 5.1

CATEGORIES SOCIO-ECONOMIQUES

ET MOYENNES DES VARIABLES

	Nombre de ménages	Moyennes des variables
Revenu:		
0 - $14 999	559	$ 9 260
$15 000 - $24 999	538	$19 700
$25 000 et plus	259	$32 500
Taille du ménage		
1 personne	204	1
2 personnes	403	2
3 et plus	749	4,02
Age du chef		
Moins de 35 ans	665	27,5
35 - 55 ans	468	44,6
55 ans et plus	223	66,2

est supérieur à $25 000 par année et dont le chef est âgé de 55 ans et plus, la probabilité d'habiter une grande unifamiliale détachée est de 18,5% contre seulement 0,51% pour un grand logement dans un walk-up. Une lecture le long d'une colonne, nous donne pour chaque groupe socio-économique la probabilité de choisir une alternative donnée. Par exemple, si on examine la dernière colonne, soit les probabilités de choisir un grand logement situé dans une tour, l'on constate que la probabilité de choisir cette alternative est faible quelque soit les groupes mais c'est pour les ménages d'une personne à fort revenu dont le chef a 55 et plus

que la probabilité est la plus forte soit 5,2%. Par contre, c'est pour les jeunes ménages de faible revenu que la probabilité est la plus faible.

D'une façon générale, on constate que la probabilité augmente avec le revenu pour les alternatives sur le marché de la propriété et diminue avec le revenu pour les alternatives sur le marché locatif sauf dans le cas des grands logements situés dans les tours. La probabilité d'occuper de grands logements augmente généralement avec la taille du ménage. Toutefois, ceci est vrai également des petits logements en propriété alors que la probabilité d'occuper des petits logements sur le marché locatif diminue avec la taille. En fait, ces relations montrent que le choix du mode d'occupation domine le choix de la grandeur du logement dans la décision d'habitat. Cette matrice des probabilités fournit donc un ensemble d'informations cohérent sur les choix résidentiels d'un certain nombre de groupes de ménages homogènes. Toutefois, ces probabilités ne respectent pas nécessairement les contraintes sur les disponibilités de logements de chaque type et ceci pour deux raisons: d'une part, parce que les probabilités sont obtenues en appliquant au modèle de choix séquentiel la moyenne des variables explicatives pour chaque sous-groupe et d'autre part, parce que l'échantillon de départ étant biaisé, les ajustements effectués au niveau du modèle et de l'échantillon pondéré ne sont pas nécessairement exacts.

On peut facilement vérifier que le modèle de choix simultané dans lequel on introduit les constantes spécifiques génère une prévision exacte des parts de marché observées dans l'échantillon. En effet, si on se réfère au problème d'estimation de ce type de modèle, la fonction de vraisemblance à maximiser peut s'exprimer de la façon suivante:

$$5.1) \qquad \max_{\underline{\alpha}} \ \text{Log } L = \sum_{ij} \sum \delta_j^i \log P_j^i(\underline{\alpha})$$

δ_j^i prend la valeur 1 si l'alternative j est choisie et 0 autrement;

i refère aux individus et j aux alternatives.

$\underline{\alpha} = (\alpha_1, \alpha_2 \ldots, \alpha_J, \beta_{11}, \beta_{12} \ldots, \beta_{kj}, \gamma)$ est un vecteur de paramètres de la fonction d'utilité déjà présentée à l'équation 4.9 soit:

$$V_j = \alpha_j + \sum_k \beta_{jk} Y_k + \gamma D_j$$

et $$P_j^i = \frac{\exp(V_j^i)}{\sum_g \exp(V_g^i)}$$

La condition du premier ordre pour un maximum dans le cas des constantes spécifiques s'exprime comme suit:

$$\frac{\partial \text{ Log } L}{\partial \alpha_j} = \sum_i \delta_j^i \frac{\partial P_j^i}{\partial \alpha_j} \cdot \frac{1}{P_j^i} = \sum_i \delta_j^i \frac{P_j^i (1-P_j^i)}{P_j^i} = 0$$

$$= \sum_i \delta_j^i - \sum_i P_j^i = 0 \quad (j=1,2\ldots,J)$$

Ainsi pour toute alternative, la fréquence avec laquelle l'alternative est choisie dans l'échantillon est égale à la probabilité estimée de telle sorte que les constantes spécifiques estimées dans le modèle assurent dans le modèle une prévision parfaite des parts de marché de chaque alternative.

5.1.2 Les probabilités ajustées aux contraintes

Nous avons mentionné les raisons pour lesquelles le modèle estimé ne donne pas une prévision exacte des parts de marché de chaque alternative. En particulier, on surestime les probabilités de choix d'uni-

TABLEAU 5.2

PROBABILITES INITIALES

SCENARIO 1

	LIBRE=		PFDE	PFAT	PFPX	PGDE	PGAT	PGPX	LPPX	LPWU	LPTO	LGPX	LGWU	LGTO
			219	52	110	124	54	46	211	177	93	195	63	6
	OFFRE=		170	44	112	104	56	48	182	254	75	229	72	10
AGE (MOINS DE 35)	DEMANDE		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	60	(0.00)	.0282	.0080	.0075	.0039	.0024	.0015	.3433	.3404	.1166	.1131	.0348	.0004
15000-24999	20	(0.00)	.0791	.0184	.0133	.0155	.0094	.0048	.2571	.2844	.1039	.1011	.0311	.0018
25000 ET +	7	(0.00)	.2102	.0387	.0202	.0440	.0391	.0156	.1277	.1616	.2277	.0440	.0203	.0089
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	60	(0.00)	.0513	.0132	.0176	.0094	.0049	.0033	.3242	.2933	.0510	.1731	.0564	.0004
15000-24999	86	(0.00)	.1326	.0324	.0288	.0336	.0175	.0096	.2372	.2394	.0787	.1422	.0463	.0019
25000 ET +	40	(0.00)	.2853	.0550	.0354	.1110	.0578	.0248	.1077	.1243	.0890	.0768	.0250	.0079
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	107	(0.00)	.1366	.0445	.0783	.0443	.0167	.0129	.1698	.1277	.0057	.2662	.0969	.0004
15000-24999	189	(0.00)	.2582	.0692	.0937	.1116	.0420	.0267	.0951	.0798	.0067	.1582	.0579	.0012
25000 ET +	76	(0.00)	.3530	.0746	.0733	.2258	.0850	.0422	.0313	.0300	.0059	.0598	.0203	.0033
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	28	(0.00)	.0317	.0081	.0168	.0068	.0046	.0044	.3095	.2663	.1969	.1203	.0330	.0016
15000-24999	15	(0.00)	.0869	.0184	.0293	.0256	.0172	.0135	.2044	.1962	.2739	.1003	.0276	.0069
25000 ET +	1	(0.00)	.2079	.0347	.0400	.0934	.0427	.0385	.0802	.0880	.2678	.0480	.0132	.0256
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	41	(0.00)	.0541	.0146	.0371	.0159	.0091	.0094	.3013	.2366	.0889	.1792	.0521	.0018
15000-24999	40	(0.00)	.1338	.0296	.0581	.0527	.0301	.0254	.1958	.1715	.1217	.1350	.0392	.0071
25000 ET +	20	(0.00)	.2555	.0446	.0635	.1500	.0857	.0565	.0708	.0709	.1097	.0547	.0199	.0222
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	102	(0.00)	.1187	.0350	.1361	.0676	.0279	.0333	.1476	.0963	.0092	.2464	.0801	.0014
15000-24999	138	(0.00)	.2086	.0507	.1515	.1510	.0624	.0608	.0739	.0538	.0097	.1311	.0426	.0040
25000 ET +	83	(0.00)	.2650	.0508	.1100	.2708	.1119	.0853	.0215	.0179	.0070	.0383	.0124	.0090
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	60	(0.00)	.0296	.0067	.0378	.0120	.0091	.0130	.2331	.1677	.3279	.1228	.0292	.0091
15000-24999	10	(0.00)	.0787	.0147	.0637	.0415	.0313	.0423	.1251	.1004	.3708	.0804	.0192	.0317
25000 ET +	3	(0.00)	.1665	.0246	.0770	.1268	.0958	.1010	.0360	.0330	.2659	.0172	.0041	.0823
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	66	(0.00)	.0454	.0108	.0747	.0268	.0172	.0306	.2440	.1602	.1592	.1768	.0444	.0100
15000-24999	25	(0.00)	.1055	.0207	.1101	.0785	.0505	.0732	.1283	.0940	.1763	.1051	.0264	.0313
25000 ET +	5	(0.00)	.1781	.0275	.1063	.1853	.1192	.1350	.0336	.0281	.1149	.0201	.0051	.0448
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	35	(0.00)	.0747	.0195	.2056	.0966	.0449	.0921	.1140	.0622	.0158	.2091	.0588	.0048
15000-24999	15	(0.00)	.1207	.0259	.2106	.1862	.0866	.1452	.0488	.0297	.0142	.0909	.0255	.0157
25000 ET +	4	(0.00)	.1467	.0249	.1463	.2953	.1374	.1799	.0119	.0083	.0084	.0136	.0044	.0209

familial détaché et sous-estime le nombre de walk-up sur le marché locatif. Les deux premières lignes du tableau 5.2 donnent respectivement la transposition en termes de types de logement de la demande des différents groupes et la structure des disponibilités. On peut toutefois s'assurer de la compatibilité du modèle avec les contraintes agrégées, en appliquant le modèle minimisation de l'information. L'application de ce modèle nous donne un ensemble de probabilités cohérentes avec les contraintes agrégées. Ces probabilités sont présentées au tableau 5.3.

L'information contenue au tableau 5.3 peut servir comme nous le verrons à l'analyse de scénarios particuliers de changements structurels. Elle peut également permettre le calcul des besoins spécifiques de logements correspondant à l'évolution des contingents de ménages. Par exemple, pour chaque contingent de 100 nouveaux ménages composés de 2 personnes dont le chef a moins de 35 ans et de revenu inférieur, il faut prévoir, entre autre, 65 petits logements locatifs dont 26 situés dans les plex et 39 dans les walk-up de même que 18 grands logements de type plex, le reste étant partagé entre les autres alternatives. Il s'agit donc d'un outil intéressant permettant d'expliciter les besoins de logements.

Le modèle de minimisation de l'information génère également des variables duales. Ces variables mesurent l'impact sur la fonction économique d'une relaxation des contraintes. Les variables duales les plus intéressantes dans le présent contexte sont celles qui correspondent aux contraintes de disponibilité des logements. Nous avons vu à l'équation 2.26 que dans ce cas spécifique, les variables duales pouvaient s'interpréter directement. En effet,

$$5.2) \qquad Q_{ij} = \frac{\exp(V_{ij} + \beta_j)}{\sum_k \exp(V_{ik} + \beta_k)}$$

TABLEAU 5.3

PROBABILITES AJUSTEES

	OFFRE= DEMANDE		PPDE	PPAT	PPPX	PQDE	PQAT	PQPX	LPPX	LPWU	LPTO	LQPX	LQWU	LQTO
			170	44	112	104	56	48	182	254	75	229	72	10
AGE (MOINS DE 35)			(-.69)(	-.63)(	-.42)(	-.64)(	-.42)(	-.42)(	-.51)(	0.00)(	-.60)(	-.22)(	-.26)(	-.13)
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	60	(1.27)	.0189	.0060	.0077	.0030	.0021	.0021	.2714	.4475	.0841	.1186	.0343	.0021
15000-24999	20	(1.31)	.0553	.0145	.0123	.0117	.0089	.0063	.2119	.3803	.1400	.1112	.0334	.0063
25000 ET +	7	(1.43)	.1610	.0320	.0205	.0521	.0405	.0180	.1173	.2475	.1928	.0810	.0247	.0126
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	60	(1.27)	.0346	.0115	.0161	.0073	.0054	.0035	.2561	.3847	.0372	.1816	.0578	.0021
15000-24999	86	(1.33)	.0922	.0245	.0275	.0251	.0160	.0090	.1991	.3345	.0608	.1389	.0501	.0023
25000 ET +	60	(1.45)	.2240	.0466	.0379	.0923	.0600	.0256	.1027	.1949	.0769	.0969	.0312	.0109
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	107	(1.34)	.0961	.0338	.0736	.0328	.0136	.0119	.1439	.1795	.0062	.3007	.1048	.0012
15000-24999	189	(1.44)	.2001	.0576	.0960	.0915	.0425	.0273	.0885	.1235	.0057	.1961	.0696	.0017
25000 ET +	76	(1.54)	.3015	.0683	.0831	.2033	.0954	.0478	.0323	.0521	.0057	.0779	.0276	.0049
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	28	(1.31)	.0232	.0064	.0160	.0057	.0045	.0045	.2557	.3643	.1490	.1314	.0349	.0045
15000-24999	15	(1.37)	.0639	.0143	.0285	.0200	.0166	.0131	.1792	.2852	.2218	.1170	.0311	.0093
25000 ET +	1	(1.47)	.1675	.0305	.0426	.0800	.0664	.0413	.0779	.1413	.2363	.0623	.0170	.0369
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	41	(1.31)	.0368	.0108	.0339	.0117	.0090	.0086	.2469	.3212	.0665	.1948	.0555	.0042
15000-24999	40	(1.37)	.0971	.0234	.0566	.0412	.0287	.0249	.1717	.2481	.0979	.1565	.0447	.0092
25000 ET +	20	(1.48)	.2060	.0394	.0692	.1284	.0908	.0602	.0496	.1158	.0980	.0707	.0202	.0316
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	102	(1.36)	.0854	.0268	.1308	.0514	.0263	.0317	.1274	.1385	.0078	.2823	.0894	.0020
15000-24999	138	(1.45)	.1635	.0429	.1568	.1248	.0643	.0630	.0696	.0845	.0085	.1648	.0514	.0055
25000 ET +	83	(1.53)	.2242	.0460	.1244	.2441	.1240	.0958	.0222	.0306	.0068	.0819	.0164	.0139
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	60	(1.38)	.0224	.0056	.0367	.0098	.0092	.0150	.2058	.2440	.2626	.1436	.0334	.0117
15000-24999	10	(1.42)	.0600	.0126	.0652	.0349	.0317	.0436	.1157	.1540	.3131	.0982	.0274	.0434
25000 ET +	3	(1.46)	.1311	.0421	.0807	.1054	.0988	.1056	.0357	.0529	.2319	.0227	.0204	.0725
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	66	(1.35)	.0326	.0093	.0709	.0204	.0162	.0293	.2083	.2274	.1241	.2005	.0487	.0124
15000-24999	25	(1.41)	.0800	.0167	.1102	.0632	.0500	.0735	.1167	.1420	.1481	.1272	.0308	.0419
25000 ET +	5	(1.46)	.1422	.0252	.1121	.1571	.1236	.1415	.0331	.0450	.1010	.0261	.0274	.0458
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	35	(1.38)	.0546	.0164	.1988	.0743	.0433	.0886	.0999	.0906	.0134	.2444	.0669	.0088
15000-24999	15	(1.45)	.0945	.0222	.2186	.1534	.0896	.1491	.0463	.0471	.0130	.1133	.0310	.0218
25000 ET +	4	(1.47)	.1181	.0316	.1951	.2484	.1437	.1900	.0124	.0274	.0102	.0287	.0103	.0300

(Les chiffres entre parenthèses donnent les variables duales).

où les Q_{ij} sont les nouvelles probabilités découlant du modèle de minimisation. Si V_{ij} est linéaire en fonction de la variable de loyer comme c'est le cas dans notre modèle, alors β_j peut être interprété comme un prix implicite. Lorsque les contraintes de stock ne sont pas restrictives alors $\beta_j = 0$ pour tout j. Si on se réfère aux variables duales du tableau 5.3, on constate que la contrainte sur les petits walk-up n'est pas restrictive et que l'impact sur les prix découlant des contraintes de disponibilités sera plus élevé sur les unifamiliales détachées puis attachées et évidemment sur les petits logements dans les tours. Il faut souligner cependant que la méthode de résolution du programme de minimisation n'atteint pas l'optimum, de telle sorte que les valeurs obtenues pour les variables duales ne sont pas exactes.

5.2 L'analyse des scénarios

Nous examinons un nombre restreint de scénarios qui, nous pensons, sont représentatifs du type d'utilisation que l'on peut faire du modèle. Nous discutons successivement de la construction même de ces scénarios et des résultats auxquels ils conduisent.

5.2.1 La base des scénarios étudiés

Nous analysons trois scénarios du côté de la demande, soit un scénario de vieillissement de la population, un autre de diminution de la taille des ménages et finalement un scénario qui combine les deux premiers. Nous étudions également un scénario du côté de l'offre, soit un scénario de densification des structures d'habitat. L'information de base sur les scénarios du côté de la demande est présentée au tableau 5.4. Il faut mentionner que ces scénarios ont été construits de la façon suivante:

- Pour le premier scénario, on constate que l'échantillon a une proportion de jeunes ménages beaucoup plus forte que le recensement 1976. Par exemple, l'échantillon comprend une proportion de 49,02% de ménages dont le chef a moins de 35 ans. Dans le recensement, la proportion n'est que de 32,06%. Nous avons donc ajusté la proportion des ménages dans ce groupe par un facteur de 0,654. Les autres groupes ont été ajustés par des facteurs de 1,155 et de 1,709 respectivement.

TABLEAU 5.4

INFORMATION DE BASE SUR LES SCENARIOS

		Scénario de base		Scénario 1		Scénario 2		Scénario 3	
		#	%	%	#	%	#	%	#
Age (moins de 35 ans)									
Taille 1									
Revenu	0 -14 999	60	4,42%	2,89	39	5,58	76	3,65	49
	15 000-24 999	20	1,47	0,96	13	1,86	25	1,21	16
	25 000 +	7	0,52 6,41%	0,34	5	0,66	9	0,43	6
Taille 2									
Revenu	0 -14 999	60	4,42	2,89	39	4,14	56	2,71	36
	15 000-24 999	86	6,34	4,15	56	5,93	80	3,88	52
	25 000 +	60	4,42 15,18%	2,89	39	4,14	56	2,71	36
Taille 3 et plus									
Revenu	0 -14 999	107	7,89	5,16	70	7,59	103	4,97	67
	15 000-24 999	189	13,94	9,12	124	13,42	182	8,78	119
	25 000 +	76	5,60 27,43%	3,66	50	5,39	73	3,52	47
Age (35 à 55 ans)									
Taille 1									
Revenu	0 -14 999	28	2,06	2,38	32	2,60	35	3,01	41
	15 000-24 999	15	1,11	1,28	17	1,40	19	1,62	22
	25 000 +	1	0,07 3,24%	0,08	1	0,14	2	0,10	1
Taille 2									
Revenu	0 -14 999	41	3,02	3,49	47	2,83	38	3,27	44
	15 000-24 999	40	2,95	3,41	46	2,76	37	3,19	43
	25 000 +	20	1,47 7,44%	1,70	23	1,38	19	1,59	21
Taille 3 et plus									
Revenu	0 -14 999	102	7,52	8,69	118	7,24	98	8,36	113
	15 000-24 999	138	10,18	11,76	160	9,80	133	11,32	153
	25 000 +	83	6,12 23,82%	7,07	96	5,89	80	6,80	92
Age (55 ans et plus)									
Taille 1	0 -14 999	60	4,42	7,55	102	5,58	76	9,54	129
	15 000-24 999	10	0,74	1,26	17	0,94	13	1,59	21
	25 000 +	3	0,22 5,38%	0,38	5	0,28	4	0,48	6
Taille 2									
Revenu	0 -14 999	66	4,87	8,33	113	4,56	62	7,80	106
	15 000-24 999	25	1,84	3,15	43	1,72	23	2,95	40
	25 000 +	5	0,37 7,08%	0,63	8	0,35	5	0,59	8
Taille 3 et plus									
Revenu	0 -14 999	35	2,58	4,41	60	2,48	34	4,24	57
	15 000-24 999	15	1,11	1,90	26	1,06	14	1,83	25
	25 000 +	4	0,29 3,98%	0,50	7	0,28	4	0,48	6

- Pour le second scénario, on a constaté également une proportion plus forte de personnes seules pour le recensement 1976, soit 19,0% contre 15,03% pour l'échantillon. Nous avons donc ajusté les proportions de ce groupe par un facteur de 1,264. Les deux autres groupes ont été ajustés respectivement par un facteur de 0,936 et de 0,963.

- Le troisième scénario combine les deux premiers.

Nous nous sommes appuyés sur la concordance entre les données du recensement et ceux de l'échantillon pour définir nos scénarios. Ceci bien sûr n'était pas nécessaire mais nous fournit une base acceptable sur laquelle appuyer les scénarios étudiés.

5.2.2 Analyse des résultats

Pour faciliter l'interprétation des résultats, il est utile d'examiner les déséquilibres sur le stock de logement provoqués par chacun des scénarios du côté de la demande. L'information pertinente à cette analyse est présentée au tableau 5.5.

Le scénario 1 de vieillissement de la population conduit à une pénurie de logements de forte densité tant sur le marché locatif que sur le marché de la propriété. Le scénario 2 d'une diminution de la taille des ménages entraîne une pénurie de petits logements locatifs. Finalement, le scénario 3 qui combine les deux premiers, provoque une pénurie de logements en propriété de forte densité plus particulièrement les plex et sur le marché locatif les tours.

Si la distribution du stock demeure ce qu'elle est dans le scénario de base, on doit s'attendre à une variation du niveau d'utilité que chaque groupe retire de sa consommation de logement et un ajustement des probabilités de choix en conséquence. Pour expliciter ces

TABLEAU 5.5

DESEQUILIBRES SUR LE STOCK ASSOCIES
A CHAQUE SCENARIO DU COTE DE LA DEMANDE

	Scénario de base	Scénario 1		Scénario 2		Scénario 3	
	#	#	%	#	%	#	%
PPDE	170	153	10,00%	164	3,53%	148	12,94%
PPAT	44	39	11,36	42	4,55	37	15,91
PPPX	112	122	- 8,93	108	3,57	118	- 5,36
PGDE	104	103	0,96	100	3,85	99	4,81
PGAT	56	57	- 1,79	54	3,57	55	1,79
PGPX	48	55	-14,58	46	4,17	53	-10,42
LPPX	182	181	0,05	186	-2,20	186	- 2,20
LPWU	254	241	5,12	261	-2,76	248	2,36
LPTO	75	92	-22,70	82	-9,33	102	-36,00
LGPX	229	226	1,31	226	1,31	224	2,18
LGWU	72	68	5,56	70	2,78	67	6,94
LGTO	10	12	-20,00	10	0	12	-20,00

relations rappelons que les nouvelles probabilités de choix sont liées aux probabilités initiales par la relation suivante (Equation 2.27):

$$Q_{ij} = P_{ij} \exp(-1+\alpha_i+\beta_j)$$

Si les contraintes de disponibilités ne sont pas effectives, la variable duale $\beta_j = 0$ et les probabilités de choix ne changent pas en autant que $\alpha_i = 1$. L'importance des contraintes de disponibilités pour un groupe donné $\alpha_i + \beta_j > 1$ va déterminer l'étendue de l'écart entre les probabilités initiales et finales. Pour chaque scénario, nous reproduisons deux tableaux, l'écart en pourcentage entre les probabilités initiales et finales,

de même que les probabilités finales. Les tableaux 5.6 et 5.7 donnent ces informations pour le scénario de vieillissement de la population.

L'analyse des résultats du scénario de vieillissement de la population (scénario 1) conduit aux conclusions suivantes:

- Le vieillissement de la population modifie la composition de la demande de logements en faveur des plex sur le marché de la propriété et les tours sur le locatif. Il s'agit donc d'un changement en faveur d'une plus grande densité d'habitat.

- Dans la mesure où la composition du stock demeure inchangée, les pressions exercées sur ces types de logements en font augmenter les prix et entraînent une baisse des probabilités de choix de ces alternatives. L'examen des variables duales montrent que la contrainte sur les petits logements attachés n'est pas effective et que l'impact sur les prix sera le plus élevé pour les grands logements dans les tours et pour les petits logements également situés dans les tours.

- Les probabilités de choix des petites unités attachées et détachées de même que des walk-up augmentent. Il y a augmentation pour toutes les catégories socio-économiques. Toutefois, elle est généralement plus forte pour les ménages dont le chef a 55 ans et plus. Elle augmente également avec le niveau de revenu.

- Pour les plex sur le marché locatif, l'effet diffère selon le groupe socio-économique. Les probabilités de choix augmentent pour les ménages dont le chef est plus âgé et diminuent pour les autres. On observe sensiblement le même pattern pour les grandes unités attachées ou détachées sur le marché de la propriété.

TABLEAU 5.6

DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES

SCENARIO 1

	OFFRE= DEMANDE		PPDE	PPAT	PPPX	PQDE	PQAT	PQPX	LPPX	LPWU	LPTO	LQPX	LQWU	LQTO
			170	44	112	104	56	48	182	254	75	229	72	10
		(	-.00)(	0.00)(	-.20)(	-.11)(	-.15)(	-.28)(	-.11)(	-.06)(	-.35)(	-.10)(	-.07)(	-.43)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0 (	1.09)	.1369	.1815	-.2262	.1521	.6679	.6679	-.0228	.0336	-.2292	-.0085	.0370	.6679
15000-24999	0 (	1.09)	.0983	.1746	-.0444	.0387	.1854	.6679	-.0148	.0394	-.2251	-.0015	.0469	.6679
25000 ET +	0 (	1.11)	.1171	.1476	.3384	.0100	-.0162	-.1476	-.0004	.0540	-.2114	.0125	.0822	-.2627
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0 (	1.08)	.1024	.1299	-.1017	.1265	.1885	.0163	-.0255	.0273	-.2315	-.0201	.0248	.6679
15000-24999	0 (	1.09)	.0895	.0947	-.0919	-.0106	-.0336	-.0620	-.0183	.0288	-.2197	-.0085	.0379	.0425
25000 ET +	0 (	1.09)	.0945	.0985	-.0957	-.0177	-.0487	-.1713	-.0154	.0353	-.2246	-.0021	.0614	-.2692
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0 (	1.08)	.0833	.0916	-.1130	-.0017	-.0338	-.1644	-.0225	.0293	-.2239	-.0170	.0328	.6572
15000-24999	0 (	1.08)	.0830	.0898	-.1130	-.0249	-.0615	-.1659	-.0274	.0221	-.0918	-.0149	.0150	-.2615
25000 ET +	0 (	1.08)	.0784	.0845	-.1129	-.0277	-.0585	-.1735	-.0212	.0384	-.0969	-.0133	.0389	-.2698
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0 (	1.11)	.1305	.1358	-.0658	.2478	.1414	-.0514	.0044	.0567	-.2073	.0185	.0647	-.0514
15000-24999	0 (	1.13)	.1427	.1704	-.0324	.0317	.0588	-.0793	.0240	.0752	-.1954	.0387	.0996	-.1340
25000 ET +	0 (	1.15)	.1571	.1657	-.0508	.0440	.0050	-.1202	.0444	.0993	-.1828	.0519	.1575	-.2241
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0 (	1.09)	.1179	.3659	-.1041	.1209	.2055	.1235	-.0168	.0362	-.2270	-.0078	.0313	-.2844
15000-24999	0 (	1.11)	.1112	.1144	-.0804	.0160	-.0212	-.1224	-.0007	.0520	-.2129	.0128	.0571	-.2636
25000 ET +	0 (	1.11)	.1255	.1263	-.0739	.0124	-.0205	-.1523	.0051	.0602	-.2031	.0403	.0928	-.2658
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0 (	1.10)	.1032	.1115	-.0978	-.0071	-.0378	-.1369	-.0096	.0487	-.2172	.0026	.0369	-.2505
15000-24999	0 (	1.11)	.1140	.1174	-.0935	-.0006	-.0388	-.1594	-.0033	.0511	-.2096	.0047	.0390	-.2679
25000 ET +	0 (	1.11)	.1099	.1260	-.0856	.0018	-.0376	-.1567	.0015	.0638	-.1644	.0226	.0636	-.2690
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0 (	1.15)	.1713	.1807	-.0229	.0547	.0645	-.1043	.0428	.1029	-.1772	.0991	.0986	-.2379
15000-24999	0 (	1.18)	.2057	.2517	-.0223	.0833	.0451	-.0753	.0764	.1299	-.1518	.0940	.1299	-.2126
25000 ET +	0 (	1.17)	.1886	.2192	-.0167	.0732	.0287	-.0955	.0758	.1458	-.1584	.2884	.1269	-.2194
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0 (	1.13)	.1445	.1477	-.0743	.0573	.0174	-.1369	.0192	.0743	-.1994	.0251	.0776	-.2599
15000-24999	0 (	1.15)	.1581	.2034	-.0460	.0582	.0116	-.1112	.0431	.0984	-.1747	.0527	.0972	-.2375
25000 ET +	0 (	1.15)	.1718	.1739	-.0336	.0493	.0087	-.1175	.0812	.1222	-.1681	.1235	.1261	-.2301
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0 (	1.12)	.1406	.1899	-.0731	.0139	-.0140	-.1391	.0174	.0737	-.1570	.0286	.0646	-.2492
15000-24999	0 (	1.14)	.1551	.2035	-.0598	.0313	.0028	-.1235	.0458	.0956	-.1347	.0445	.0898	-.2493
25000 ET +	0 (	1.12)	.1318	.1601	-.0677	.0197	-.0190	-.1440	.5711	.1033	.1203	.2884	.3903	-.2225

TABLEAU 5.7

NOUVELLES PROBABILITES

SCENARIO 1

	OFFRE= DEMANDE		PPDE 170	PPAT 44	PPPX 112	PQDE 104	PQAT 56	PQPX 48	LPPX 182	LPWU 254	LPTO 75	LQPX 229	LQWU 72	LQTO 10
			(-.00)(	0.00)(	-.20)(	-.11)(	-.15)(	-.28)(	-.11)(	-.06)(	-.35)(	-.10)(	-.07)(	-.43)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	39	(1.09)	.0215	.0071	.0095	.0035	.0035	.0035	.2652	.4626	.0649	.1176	.0377	.0035
15000-24999	13	(1.09)	.0607	.0170	.0117	.0122	.0105	.0105	.2087	.4036	.1085	.1110	.0350	.0105
25000 ET +	5	(1.11)	.1798	.0368	.0274	.0526	.0398	.0154	.1173	.2609	.1520	.0820	.0267	.0093
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	39	(1.08)	.0382	.0130	.0145	.0082	.0064	.0035	.2495	.3973	.0286	.1780	.0592	.0035
15000-24999	56	(1.09)	.1005	.0269	.0249	.0248	.0155	.0084	.1955	.3442	.0474	.1576	.0520	.0024
25000 ET +	39	(1.09)	.2452	.0512	.0343	.0907	.0571	.0212	.1011	.2018	.0597	.0967	.0332	.0080
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	70	(1.08)	.1041	.0369	.0652	.0328	.0151	.0100	.1406	.1847	.0048	.2956	.1083	.0020
15000-24999	124	(1.08)	.2167	.0628	.0851	.0892	.0399	.0228	.0861	.1262	.0062	.1931	.0706	.0012
25000 ET +	50	(1.08)	.3252	.0741	.0737	.1977	.0898	.0395	.0316	.0541	.0051	.0768	.0287	.0036
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	32	(1.11)	.0262	.0072	.0149	.0071	.0051	.0043	.2568	.3850	.1181	.1338	.0371	.0043
15000-24999	17	(1.13)	.0730	.0168	.0276	.0206	.0176	.0120	.1835	.3066	.1785	.1216	.0342	.0081
25000 ET +	1	(1.15)	.1938	.0355	.0405	.0835	.0667	.0363	.0814	.1553	.1931	.0655	.0197	.0287
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	47	(1.09)	.0411	.0147	.0304	.0132	.0108	.0097	.2423	.3329	.0514	.1933	.0572	.0030
15000-24999	46	(1.11)	.1079	.0261	.0521	.0419	.0281	.0218	.1716	.2610	.0771	.1585	.0472	.0067
25000 ET +	23	(1.11)	.2318	.0444	.0641	.1300	.0890	.0511	.0700	.1228	.0781	.0736	.0220	.0232
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	118	(1.10)	.0943	.0298	.1180	.0511	.0253	.0267	.1262	.1452	.0061	.2830	.0927	.0015
15000-24999	160	(1.11)	.1821	.0479	.1422	.1248	.0618	.0530	.0694	.0889	.0067	.1656	.0537	.0041
25000 ET +	96	(1.11)	.2488	.0518	.1138	.2445	.1193	.0808	.0222	.0326	.0057	.0531	.0176	.0099
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	102	(1.15)	.0262	.0066	.0359	.0103	.0098	.0134	.2146	.2691	.2161	.1521	.0369	.0089
15000-24999	17	(1.18)	.0724	.0158	.0638	.0378	.0332	.0403	.1246	.1740	.2636	.1075	.0310	.0341
25000 ET +	5	(1.17)	.1558	.0313	.0793	.1131	.1017	.0955	.0384	.0606	.1952	.0293	.0233	.0566
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	113	(1.13)	.0374	.0106	.0656	.0215	.0164	.0253	.2123	.2443	.0993	.2055	.0525	.0092
15000-24999	43	(1.15)	.0927	.0200	.1052	.0669	.0506	.0653	.1217	.1560	.1222	.1339	.0337	.0317
25000 ET +	8	(1.15)	.1666	.0296	.1083	.1648	.1246	.1248	.0358	.0505	.0840	.0293	.0309	.0507
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	60	(1.12)	.0623	.0196	.1842	.0753	.0427	.0763	.1016	.0975	.0113	.2514	.0712	.0066
15000-24999	26	(1.14)	.1092	.0267	.2055	.1582	.0898	.1307	.0485	.0516	.0112	.1184	.0338	.0164
25000 ET +	7	(1.12)	.1337	.0366	.1446	.2533	.1410	.1626	.0196	.0303	.0114	.0293	.0143	.0233

(Les chiffres entre parenthèses donnent les variables duales).

- D'une façon générale, en l'absence d'un ajustement dans la composition du stock, le vieillissement de la population entraîne un accroissement de la probabilité de choix d'unités moins denses tant sur le locatif que sur le marché de la propriété.

Les informations sur le scénario de diminution de la taille des ménages (scénario 2) sont contenues aux tableaux 5.8 et 5.9. L'analyse des résultats nous amène à faire les observations suivantes:

- La diminution de la taille des ménages modifie la composition de la demande en faveur des petits logements locatifs.

- Dans la mesure où la composition du stock demeure inchangée, les prix de ces unités augmentent et contribuent à abaisser leurs probabilités de choix. L'impact est généralement moins élevé pour les ménages de petite taille que pour ceux de grande taille.

- On peut observer un accroissement des probabilités de choix pour tous les types de logements détenus en propriété. Sur le marché locatif, les probabilités de choix des grands plex et des walk-up augmentent pour les ménages de petite taille et diminuent pour les autres.

- D'une façon générale, en l'absence d'un ajustement dans la composition du stock, la diminution de la taille des ménages entraîne une demande excédentaire de petites unités locatives, ce qui en augmente le prix relatif et contribue à déplacer la demande vers les unités en propriété.

Le dernier scénario du côté de la demande est celui qui combine les deux premiers soit le vieillissement de la population et la diminution de la taille des ménages (scénario 3). Les résultats sont présentés aux

TABLEAU 5.8

DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES

SCENARIO 2

	OFFRE= DEMANDE		PPDE	PPAT	PPPX	PQDE	PQAT	PQPX	LPPX	LPWU	LPTO	LQPX	LQWU	LQTO
			170	44	112	104	56	48	182	254	75	229	72	10
			(-.01)(	-.02)(	-.01)(	0.00)(	-.01)(	-.01)(	-.09)(	-.09)(	-.18)(	-.04)(	-.04)(	-.10)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.08)	.1080	.0863	.2174	.1693	.1319	.1319	-.0045	-.0095	-.0905	.0464	.0555	.1319
15000-24999	0	(1.08)	.0794	.1029	.3385	.1542	.1310	.1470	-.0031	-.0168	-.0966	.0414	.0493	.1470
25000 ET +	0	(1.07)	.0611	.0632	.0617	.0769	.0672	.1151	-.0185	-.0242	-.0977	.0417	.0349	.0661
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.07)	.0705	.0948	.0580	.2216	.2352	.2299	-.0144	-.0253	-.0972	.0299	.0415	.5361
15000-24999	0	(1.07)	.0576	.0503	.0555	.0950	.0819	.0606	-.0218	-.0249	-.0973	.0291	.0335	-.0109
25000 ET +	0	(1.04)	.0383	.0358	.0508	.0543	.0536	.0529	-.0429	-.0456	-.1178	.0096	.0164	-.0421
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.04)	.0365	.0311	.0360	.0597	.0306	.0482	-.0444	-.0498	.2599	.0066	.0090	.4894
15000-24999	0	(1.03)	.0248	.0170	.0197	.0372	.0249	.0204	-.0498	-.0554	-.1297	-.0030	-.0027	-.0452
25000 ET +	0	(1.02)	.0099	-.0027	.0087	.0184	.0065	.0087	-.0672	-.0665	-.1432	-.0140	-.0186	-.0522
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.08)	.1008	.1859	.1145	.1875	.1470	.1470	-.0034	-.0064	-.0892	.0453	.0615	.1470
15000-24999	0	(1.08)	.0856	.0965	.0718	.0934	.1208	.0861	-.0032	-.0063	-.0883	.0459	.0783	.0248
25000 ET +	0	(1.00)	-.0052	1.9689	-.0061	.0038	.0010	-.0094	-.0754	-.0826	-.1565	-.0202	-.0183	-.0747
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.07)	.0723	.0912	.0557	.1021	.1436	.1087	-.0207	-.0188	-.0939	.0327	.0393	-.0230
15000-24999	0	(1.06)	.0724	.0512	.0514	.0641	.0787	.0480	-.0252	-.0289	-.1097	.0241	.0296	-.0091
25000 ET +	0	(1.04)	.0295	.0307	.0322	.0414	.0442	.0253	-.0399	-.0488	-.1205	.0093	.0388	-.0497
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.04)	.0405	.0195	.0310	.0406	.0294	.0295	-.0463	-.0502	-.0191	.0024	.0065	-.0466
15000-24999	0	(1.03)	.0202	.0117	.0188	.0271	.0208	.0192	-.0563	-.0609	-.1279	-.0112	-.0062	-.0682
25000 ET +	0	(1.01)	.0053	-.0048	.0014	.0106	.0061	-.0022	-.0701	-.0658	.0821	-.0068	.0085	-.0776
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.09)	.0999	.1008	.0810	.1386	.1320	.1173	.0086	.0006	-.0846	.0571	.0592	-.0006
15000-24999	0	(1.08)	.0850	.1029	.0850	.0997	.0994	.0723	.0084	-.0028	-.0902	.0525	.0458	-.0104
25000 ET +	0	(1.06)	.0503	.0753	.0459	.0559	.0486	.0425	-.0264	-.0224	-.1116	.0346	.0702	-.0393
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.07)	.0735	.0662	.0643	.0785	.0916	.0620	-.0168	-.0198	-.1003	.0320	.0384	-.0242
15000-24999	0	(1.06)	.0548	.0819	.0496	.0592	.0550	.0455	-.0271	-.0311	-.1108	.0232	.0447	-.0335
25000 ET +	0	(1.02)	.0143	.4337	.0130	.0254	.0148	.0125	-.0349	-.0669	-.1304	-.0027	.0020	-.0711
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.03)	.0325	.0460	.0181	.0378	.0193	.0194	-.0452	-.0539	-.0458	-.0076	.0125	-.0328
15000-24999	0	(1.02)	.0180	.0231	.0097	.0175	.0111	.0083	-.0670	-.0512	-.0050	-.0169	-.0161	-.0575
25000 ET +	0	(.97)	-.0361	.4337	-.0359	-.0293	-.0371	-.0403	1.5658	-.0951	.3704	-.0604	.0432	-.1105

TABLEAU 5.9

NOUVELLES PROBABILITES

SCENARIO 2

	OFFRE= DEMANDE		PPDE 170 (-.01)	PPAT 44 (-.02)	PPPX 112 (-.01)	PQDE 104 (0.00)	PQAT 56 (-.01)	PQPX 48 (-.01)	LPPX 182 (-.09)	LPWU 254 (-.09)	LPTO 75 (-.18)	LQPX 229 (-.04)	LQWU 72 (-.04)	LQTO 10 (-.10)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	76	(1.08)	.0209	.0065	.0094	.0036	.0024	.0024	.2702	.4433	.0765	.1241	.0384	.0024
15000-24999	25	(1.08)	.0397	.0159	.0164	.0135	.0100	.0072	.2108	.3818	.1264	.1138	.0351	.0072
25000 ET +	9	(1.07)	.1708	.0341	.0217	.0561	.0432	.0201	.1152	.2415	.1739	.0844	.0256	.0135
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	56	(1.07)	.0371	.0126	.0171	.0089	.0066	.0042	.2524	.3770	.0336	.1871	.0602	.0032
15000-24999	80	(1.07)	.0975	.0258	.0290	.0275	.0173	.0095	.1948	.3262	.0548	.1636	.0517	.0023
25000 ET +	56	(1.04)	.2326	.0483	.0398	.0973	.0632	.0270	.0983	.1860	.0679	.0975	.0318	.0104
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	103	(1.04)	.0996	.0349	.0762	.0348	.0161	.0125	.1375	.1705	.0077	.3026	.1058	.0018
15000-24999	182	(1.03)	.2050	.0586	.0979	.0949	.0436	.0279	.0841	.1166	.0090	.1955	.0694	.0016
25000 ET +	73	(1.02)	.3045	.0681	.0839	.2070	.0960	.0482	.0301	.0487	.0049	.0768	.0271	.0047
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	35	(1.08)	.0255	.0075	.0178	.0067	.0052	.0052	.2548	.3620	.1357	.1373	.0370	.0052
15000-24999	19	(1.08)	.0694	.0157	.0305	.0218	.0186	.0142	.1786	.2834	.2022	.1224	.0336	.0093
25000 ET +	2	(1.00)	.1666	.0905	.0424	.0803	.0665	.0409	.0721	.1296	.1993	.0610	.0167	.0342
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	38	(1.07)	.0394	.0118	.0358	.0129	.0103	.0096	.2418	.3152	.0603	.2012	.0576	.0041
15000-24999	37	(1.06)	.1041	.0246	.0596	.0438	.0309	.0260	.1674	.2410	.0872	.1603	.0460	.0091
25000 ET +	19	(1.04)	.2120	.0406	.0715	.1337	.0948	.0618	.0468	.1102	.0862	.0714	.0209	.0300
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	98	(1.04)	.0889	.0273	.1349	.0535	.0271	.0327	.1213	.1315	.0077	.2830	.0900	.0019
15000-24999	133	(1.03)	.1668	.0434	.1598	.1282	.0656	.0642	.0657	.0794	.0074	.1630	.0513	.0052
25000 ET +	80	(1.01)	.2253	.0457	.1246	.2467	.1247	.0956	.0206	.0286	.0073	.0516	.0167	.0125
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	76	(1.09)	.0246	.0062	.0397	.0112	.0104	.0167	.2076	.2442	.2404	.1518	.0356	.0116
15000-24999	13	(1.08)	.0651	.0139	.0708	.0384	.0349	.0468	.1167	.1535	.2849	.1034	.0287	.0429
25000 ET +	4	(1.06)	.1377	.0452	.0844	.1113	.1036	.1101	.0347	.0517	.2060	.0835	.0221	.0497
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	62	(1.07)	.0350	.0099	.0754	.0220	.0176	.0311	.2048	.2230	.1116	.2069	.0505	.0121
15000-24999	23	(1.06)	.0844	.0180	.1157	.0670	.0528	.0768	.1136	.1376	.1317	.1302	.0321	.0402
25000 ET +	5	(1.02)	.1442	.0362	.1135	.1611	.1254	.1432	.0319	.0420	.0878	.0260	.0275	.0612
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	34	(1.03)	.0564	.0172	.2024	.0771	.0441	.0904	.0954	.0856	.0128	.2425	.0677	.0085
15000-24999	14	(1.02)	.0962	.0227	.2207	.1560	.0906	.1503	.0432	.0447	.0129	.1114	.0305	.0204
25000 ET +	4	(.97)	.1138	.0452	.1495	.2412	.1384	.1823	.0319	.0248	.0140	.0213	.0108	.0267

tableaux 5.10 et 5.11. L'analyse de ces résultats nous conduit aux conclusions suivantes:

- La pression s'exerce surtout sur les tours et à un degré moindre sur les plex. Les prix de ces alternatives augmentant, les probabilités de choix diminuent. L'impact est moins fort pour les ménages âgés de petite taille.

- Sur le marché de la propriété, les probabilités de choix des plex diminuent pour les ménages de grande taille et augmentent pour les autres.

- On observe un peu le même pattern pour les walk-up sauf que les probabilités augmentent pour les ménages âgés quelque soit la taille et pour les grands walk-up quelque soit le groupe.

- D'une façon générale, en l'absence de modification dans la composition du stock, le vieillissement de la population combiné à la diminution de la taille des ménages provoquent une baisse des probabilités de choix du locatif plus dense au profit de la propriété moins dense. Encore une fois, ce sont les variations de prix relatifs qui entraînent un tel réaménagement de la demande.

Dans les trois scénarios étudiés précédemment on suppose que la composition du stock demeure la même. Pour compléter l'analyse, on examine un scénario de modification des disponibilités de logements combiné avec le scénario 3 du côté de la demande. On suppose que le stock de logement se transforme dans le sens d'une proportion plus grande de logements plus denses détenus en propriété, soit les plex et les maisons attachées. Les résultats de ce scénario 4 sont présentés aux tableaux 5.10 et 5.11.

TABLEAU 5.10

DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES

SCENARIO 3

	OFFRE= DEMANDE		PPDE 170	PPAT 44	PPPX 112	PQDE 104	PQAT 56	PQPX 48	LPPX 182	LPWU 254	LPTO 75	LQPX 229	LQWU 72	LQTO 10
AGE (MOINS DE 35)			(-.00)	(0.00)	(-.21)	(-.10)	(-.14)	(-.28)	(-.21)	(-.16)	(-.53)	(-.14)	(-.10)	(-.51)
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.18)	.1950	.2702	.0453	.0929	.5822	.5822	-.0222	.0270	-.2897	.0436	.0932	.5822
15000-24999	0	(1.18)	.2169	.2299	.0147	.1157	.1479	.6152	-.0201	.0289	-.2908	.0395	.1017	.6152
25000 ET +	0	(1.17)	.1804	.1829	.3293	.0748	.0377	.5075	-.0368	.0139	-.3045	.0332	.0955	-.1318
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.16)	.1959	.2465	-.0396	.1605	.1035	.3123	-.0452	.0025	-.2994	.0173	.0742	1.1536
15000-24999	0	(1.16)	.1678	.2128	-.0432	.0824	.0383	-.0598	-.0488	.0007	-.3076	.0138	.0628	.3381
25000 ET +	0	(1.14)	.1420	.1481	-.0675	.0397	.0060	-.1242	-.0639	-.0213	-.3189	-.0029	.0526	-.2841
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.13)	.1462	.1416	-.0603	.0641	.0335	-.1320	-.0727	-.0237	-.2991	-.0114	.0311	1.0636
15000-24999	0	(1.11)	.1191	.1225	-.0834	.0207	-.0249	-.1520	-.0845	-.0440	-.2789	-.0305	.0177	-.1792
25000 ET +	0	(1.09)	.0888	.0943	-.1101	.0024	-.0413	-.1718	-.0883	-.0630	-.2817	-.0439	.0071	-.2965
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.20)	.2658	.3922	.0433	.1566	.2185	.0815	-.0017	.0453	-.2722	.0603	.1209	-.1176
15000-24999	0	(1.22)	.2541	.2696	.0266	.1477	.0963	.0172	.0130	.0667	-.2654	.0834	.1284	-.2024
25000 ET +	0	(1.21)	.2308	.2512	.0058	.1317	.0812	-.0510	.0088	.0471	-.2756	.0813	.1118	-.2584
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.18)	.1936	.2102	-.0192	.1075	.0755	.1204	-.0322	.0173	-.2781	.0349	.0857	-.2407
15000-24999	0	(1.17)	.1821	.2046	-.0231	.0882	.0548	-.0780	-.0357	.0121	-.2915	.0357	.0959	-.2850
25000 ET +	0	(1.15)	.1601	.1712	-.0498	.0604	.0253	-.1016	-.0540	-.0033	-.3066	.0203	.0994	-.2989
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.14)	.1539	.1677	-.0628	.0583	.0064	-.1291	-.0651	-.0160	-.1512	.0001	.0378	-.2857
15000-24999	0	(1.13)	.1362	.1434	-.0775	.0363	-.0054	-.1423	-.0723	-.0289	-.2995	-.0087	.0321	-.3027
25000 ET +	0	(1.12)	.1168	.1211	-.0897	.0193	-.0183	-.1511	-.0667	-.0291	-.1534	-.0290	.0427	-.3201
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.25)	.2961	.2888	.0398	.2061	.1269	-.0254	.0447	.0930	-.2445	.1121	.1737	-.2259
15000-24999	0	(1.26)	.3127	.3800	.0655	.1973	.1412	-.0070	.0584	.1183	-.2330	.1284	.1961	-.2062
25000 ET +	0	(1.22)	.2536	.2475	.0154	.1335	.0918	-.0575	.0265	.0753	-.2658	.4348	.1486	-.2509
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.20)	.2293	.2383	-.0069	.1533	.0840	-.0761	-.0044	.0468	-.2802	.0579	.1067	-.2583
15000-24999	0	(1.21)	.2383	.2745	-.0008	.1321	.0777	-.0655	.0065	.0499	-.2772	.0660	.1493	-.2586
25000 ET +	0	(1.18)	.1976	.1992	-.0245	.0921	.0503	-.0914	-.0211	.0257	-.2909	.2512	.0835	-.2744
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.16)	.1866	.2212	-.0492	.0714	.0312	-.1077	-.0416	.0002	-.2664	.0179	.0705	-.2904
15000-24999	0	(1.16)	.1772	.1879	-.0466	.0680	.0299	-.1124	-.0378	.0071	-.2963	.0187	.0781	-.2983
25000 ET +	0	(1.13)	.1445	.1542	-.0728	.0416	-.0033	-.1395	.1530	-.0054	.1653	.4348	.2043	-.3145

TABLEAU 5.11

NOUVELLES PROBABILITES

SCENARIO 3

	OFFRE= DEMANDE		FPDE 170 (-.00)	FPAT 44 (0.00)	FPPX 112 (-.21)	FQDE 104 (-.10)	FQAT 56 (-.14)	FQPX 48 (-.28)	LPPX 182 (-.21)	LPWU 254 (-.16)	LPTO 75 (-.53)	LQPX 229 (-.14)	LQWU 72 (-.10)	LQTO 10 (-.51)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	49	(1.18)	.0226	.0076	.0082	.0033	.0033	.0033	.2654	.4596	.0598	.1238	.0397	.0033
15000-24999	16	(1.18)	.0673	.0178	.0125	.0131	.0102	.0102	.2076	.3995	.0993	.1156	.0368	.0102
25000 ET +	6	(1.17)	.1900	.0379	.0272	.0560	.0420	.0272	.1130	.2509	.1341	.0837	.0270	.0110
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	36	(1.16)	.0414	.0144	.0135	.0084	.0059	.0045	.2445	.3877	.0261	.1848	.0622	.004[illegible]
15000-24999	32	(1.16)	.1077	.0298	.0263	.0272	.0166	.0084	.1894	.3348	.0421	.1615	.0532	.003[illegible]
25000 ET +	36	(1.14)	.2559	.0535	.0353	.0960	.0604	.0224	.0961	.1907	.0924	.0966	.0329	.0078
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	67	(1.13)	.1101	.0386	.0691	.0349	.0162	.0103	.1334	.1752	.0043	.2972	.1081	.0024
15000-24999	119	(1.11)	.2239	.0646	.0880	.0934	.0415	.0232	.0810	.1180	.0041	.1901	.0708	.0014
25000 ET +	47	(1.09)	.3283	.0748	.0739	.2038	.0915	.0396	.0295	.0488	.0041	.0745	.0278	.0035
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	41	(1.20)	.0293	.0101	.0167	.0066	.0055	.0049	.2552	.3808	.1084	.1394	.0391	.0040
15000-24999	22	(1.22)	.0801	.0182	.0292	.0229	.0182	.0133	.1815	.3042	.1629	.1268	.0351	.0074
25000 ET +	1	(1.21)	.2061	.0381	.0429	.0905	.0718	.0392	.0786	.1479	.1712	.0674	.0189	.0274
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	44	(1.18)	.0439	.0131	.0333	.0130	.0097	.0097	.2389	.3268	.0467	.2016	.0602	.0032
15000-24999	43	(1.17)	.1148	.0282	.0553	.0448	.0302	.0229	.1656	.2511	.0694	.1621	.0490	.0066
25000 ET +	21	(1.15)	.2389	.0461	.0658	.1361	.0931	.0541	.0659	.1134	.0679	.0722	.0222	.0222
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	113	(1.14)	.0988	.0313	.1226	.0544	.0265	.0276	.1191	.1363	.0066	.2824	.0929	.0014
15000-24999	153	(1.13)	.1857	.0490	.1447	.1294	.0639	.0541	.0646	.0821	.0059	.1634	.0533	.0039
25000 ET +	92	(1.12)	.2803	.0515	.1133	.2488	.1217	.0813	.0207	.0297	.0057	.0504	.0173	.0092
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	129	(1.25)	.0290	.0072	.0382	.0118	.0103	.0146	.2150	.2672	.1984	.1597	.0394	.0090
15000-24999	21	(1.26)	.0788	.0174	.0695	.0418	.0362	.0433	.1225	.1722	.2402	.1108	.0328	.0344
25000 ET +	6	(1.22)	.1643	.0525	.0819	.1195	.1079	.0995	.0366	.0568	.1703	.0326	.0237	.0543
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	106	(1.20)	.0401	.0115	.0704	.0235	.0175	.0271	.2074	.2381	.0893	.2121	.0539	.0092
15000-24999	40	(1.21)	.0991	.0212	.1102	.0716	.0539	.0687	.1175	.1491	.1071	.1356	.0353	.0308
25000 ET +	8	(1.18)	.1703	.0303	.1093	.1715	.1298	.1285	.0324	.0462	.0716	.0326	.0297	.0478
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	57	(1.16)	.0648	.0201	.1890	.0796	.0447	.0791	.0957	.0907	.0098	.2487	.0716	.0062
15000-24999	25	(1.16)	.1113	.0264	.2084	.1638	.0923	.1324	.0445	.0475	.0091	.1155	.0334	.0155
25000 ET +	6	(1.13)	.1351	.0364	.1438	.2588	.1433	.1635	.0143	.0273	.0119	.0326	.0124	.0204

(Les chiffres entre parenthèses donnent les variables duales).

L'analyse de ces résultats nous conduit aux conclusions suivantes:

- On observe alors une pénurie de logements locatifs principalement des petites unités laquelle entraîne une croissance de leur prix. L'examen des variables duales montre que ce sont les tours qui à cet égard seraient les plus touchées, ensuite les plex et les walk-up.

- Cette croissance des prix entraîne une réaffectation des probabilités de choix en faveur de la propriété au détriment du locatif. De plus, en regard des groupes socio-économiques, les appartements augmentent avec l'âge du chef et diminuent avec la taille du ménage.

- D'une façon générale, ce scénario d'ajustement de l'offre correcpond grosso modo à ce qu'on pourrait observer d'une libéralisation de la conversion en copropriété dans un contexte de vieillissement de la population et de diminution de la taille des familles. Ceci exercerait une pression sur le locatif et un déplacement des choix en faveur des unités plus denses détenues en propriété.

TABLEAU 5.12

DIFFERENCE ENTRE NOUVELLES ET ANCIENNES PROBABILITES

SCENARIO 4

	OFFRE= DEMANDE		PPDE	PPAT	PPPX	PQDE	PQAT	QPX	LPPX	LPWU	LPTO	LQPX	LQWU	LQTO
			162	53	134	99	67	61	173	241	71	218	68	9
			(-.24)(	0.00)(	-.22)(	-.32)(	-.13)(	-.21)(	-.49)(	-.45)(	-.82)(	-.41)(	-.37)(	-.85)
AGE (MOINS DE 35)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.46)	.2572	.6307	.3335	.2511	.8113	.8113	-.0318	.0141	-.2963	.0534	.1048	.8113
15000-24999	0	(1.45)	.2410	.5852	.3352	.1550	.4476	.8490	-.0427	.0040	-.3128	.0307	.0742	.8490
25000 ET +	0	(1.40)	.1802	.4928	.5218	.0895	.3391	.7258	-.0757	-.0409	-.3399	.0015	.0494	-.2870
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.43)	.2296	.5388	.2488	.2014	.4012	.5023	-.0613	-.0172	-.3220	.0205	.0691	1.4654
15000-24999	0	(1.40)	.1801	.5155	.2087	.1222	.3338	.2156	-.0827	-.0376	-.3410	.0071	.0406	.3318
25000 ET +	0	(1.34)	.1102	.4115	.1508	.0322	.2381	.1383	-.1346	-.0894	-.3769	-.0571	-.0161	-.3770
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.36)	.1245	.4343	.1594	.0450	.2520	.2268	-.1219	-.0803	-.2955	-.0469	-.0023	1.3623
15000-24999	0	(1.31)	.0701	.3626	.1007	-.0098	.1987	.0784	-.1645	-.1248	-.3796	-.0957	-.0547	-.0604
25000 ET +	0	(1.25)	.0181	.2906	.0467	-.0590	.1358	.0359	-.1900	-.1749	-.2990	-.1429	-.1018	-.1947
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.47)	.2716	.7261	.3345	.4166	.5708	.4606	-.0133	.0279	-.2949	.0715	.1277	.0102
15000-24999	0	(1.47)	.2594	.6317	.2904	.1956	.4683	.3682	-.0132	.0272	-.2950	.0682	.1361	-.2798
25000 ET +	0	(1.41)	.1919	.5157	.2285	.1096	.3283	.2277	-.0695	-.0272	-.3314	.0139	.0893	-.3344
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.43)	.2303	.6131	.2379	.1498	.3782	.3132	-.0534	-.0132	-.3120	.0251	.0629	-.2818
15000-24999	0	(1.40)	.1833	.5298	.2141	.0927	.3315	.2091	-.0828	-.0437	-.3401	-.0037	.0322	-.3606
25000 ET +	0	(1.33)	.1014	.4154	.1274	.0209	.2212	.1311	-.1439	-.1044	-.3810	-.0560	-.0304	-.4022
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.34)	.1147	.4133	.1421	.0427	.2438	.1471	-.1371	-.0967	-.3438	-.0593	-.0186	-.3898
15000-24999	0	(1.29)	.0596	.3456	.0820	-.0217	.1769	.0815	-.1741	-.1415	-.4011	-.1064	-.0743	-.4214
25000 ET +	0	(1.25)	.0153	.2852	.0419	-.0612	.1272	.0441	-.1987	-.1620	-.3899	-.1349	-.1075	-.4449
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	0	(1.51)	.3432	.6773	.3385	.2519	.4551	.3438	.0155	.0642	-.2707	.1045	.1454	-.2887
15000-24999	0	(1.49)	.2805	.6234	.3190	.1895	.4372	.3312	-.0001	.0432	-.2825	.0921	.1634	-.2964
25000 ET +	0	(1.38)	.1534	.4561	.1822	.0671	.2945	.1871	-.1051	-.0637	-.3570	.2645	.0445	-.3720
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	0	(1.44)	.2370	.5775	.2437	.1414	.3776	.2561	-.0496	-.0098	-.3213	.0309	.0737	-.3386
15000-24999	0	(1.40)	.1732	.5280	.1965	.0826	.3231	.2086	-.0853	-.0473	-.3447	-.0003	.0613	-.3646
25000 ET +	0	(1.31)	.0787	.3737	.1175	.0044	.2062	.1067	-.1580	-.1202	-.3924	.1026	-.0336	-.4033
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	0	(1.32)	.0931	.4172	.1099	.0096	.2116	.1238	-.1548	-.1171	-.2563	-.0775	-.0403	-.3978
15000-24999	0	(1.28)	.0424	.3332	.0699	-.0382	.1591	.0640	-.1768	-.1451	-.3509	-.1130	-.0864	-.4368
25000 ET +	0	(1.23)	-.0132	.2690	.0131	-.0847	.1015	.0120	.2231	-.1697	.2081	.2645	.2210	-.4446

TABLEAU 5.13

NOUVELLES PROBABILITES

SCENARIO 4

	OFFRE-DEMANDE		PPDE	PPAT	PPPX	PQDE	PQAT	PQPX	LPPX	LPWU	LPTO	LQPX	LQWU	LQTO
			162	53	134	99	67	61	173	241	71	218	68	9
AGE (MOINS DE 35)			(-.24)(	0.00)(	-.22)(	-.32)(	-.13)(	-.21)(	-.49)(	-.49)(	-.82)(	-.41)(	-.37)(	-.85)
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	49	(1.46)	.0237	.0098	.0103	.0038	.0038	.0038	.2628	.4539	.0592	.1249	.0401	.0038
15000-24999	16	(1.45)	.0686	.0229	.0164	.0136	.0129	.0117	.2028	.3899	.0962	.1148	.0366	.0117
25000 ET +	6	(1.40)	.1900	.0478	.0311	.0568	.0540	.0311	.1085	.2374	.1272	.0811	.0259	.0090
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	36	(1.43)	.0426	.0178	.0202	.0087	.0075	.0052	.2404	.3801	.0253	.1854	.0618	.0052
15000-24999	92	(1.40)	.1088	.0372	.0332	.0282	.0214	.0109	.1826	.3220	.0400	.1601	.0521	.0036
25000 ET +	36	(1.34)	.2487	.0638	.0436	.0953	.0743	.0291	.0888	.1775	.0479	.0914	.0307	.0068
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	67	(1.36)	.1081	.0485	.0893	.0343	.0196	.0146	.1263	.1651	.0043	.2866	.1046	.0028
15000-24999	119	(1.31)	.2141	.0785	.1057	.0906	.0510	.0300	.0739	.1081	.0035	.1773	.0658	.0016
25000 ET +	47	(1.25)	.3070	.0882	.0870	.1913	.1083	.0495	.0262	.0430	.0040	.0667	.0248	.0040
AGE (ENTRE 35 ET 55														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	41	(1.47)	.0295	.0110	.0213	.0080	.0071	.0066	.2522	.3745	.1051	.1408	.0393	.0046
15000-24999	22	(1.47)	.0805	.0234	.0368	.0239	.0244	.0179	.1768	.2929	.1564	.1250	.0354	.0067
25000 ET +	1	(1.41)	.1996	.0462	.0524	.0888	.0882	.0507	.0729	.1374	.1580	.0632	.0185	.0246
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	44	(1.43)	.0453	.0174	.0420	.0135	.0124	.0113	.2337	.3170	.0458	.1997	.0589	.0030
15000-24999	43	(1.40)	.1149	.0358	.0688	.0450	.0382	.0301	.1575	.2373	.0646	.1599	.0461	.0059
25000 ET +	21	(1.33)	.2268	.0558	.0781	.1311	.1109	.0681	.0996	.1037	.0607	.0668	.0195	.0189
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	113	(1.34)	.0953	.0379	.1494	.0536	.0328	.0364	.1100	.1251	.0051	.2636	.0877	.0012
15000-24999	153	(1.29)	.1732	.0577	.1697	.1221	.0757	.0682	.0575	.0726	.0051	.1473	.0478	.0032
25000 ET +	92	(1.25)	.2276	.0591	.1297	.2291	.1397	.1001	.0178	.0257	.0041	.0449	.0148	.0075
AGE (55 ET PLUS)														
TAILLE 1														
REVENU 0-14999	129	(1.51)	.0301	.0094	.0491	.0123	.0133	.0201	.2090	.2597	.1913	.1586	.0385	.0083
15000-24999	21	(1.49)	.0769	.0205	.0860	.0416	.0462	.0581	.1157	.1606	.2247	.1073	.0319	.0303
25000 ET +	6	(1.38)	.1512	.0613	.0954	.1125	.1279	.1254	.0319	.0495	.1491	.0287	.0216	.0495
TAILLE 2														
REVENU 0-14999	106	(1.44)	.0404	.0146	.0881	.0232	.0223	.0368	.1980	.2252	.0842	.2067	.0523	.0082
15000-24999	40	(1.40)	.0939	.0254	.1319	.0685	.0662	.0888	.1068	.1353	.0971	.1272	.0326	.0264
25000 ET +	8	(1.31)	.1534	.0347	.1253	.1578	.1490	.1565	.0279	.0396	.0613	.0287	.0265	.0393
TAILLE 3 ET PLUS														
REVENU 0-14999	57	(1.32)	.0597	.0233	.2206	.0750	.0525	.0996	.0844	.0800	.0099	.2254	.0642	.0053
15000-24999	25	(1.28)	.0985	.0296	.2339	.1475	.1038	.1587	.0381	.0403	.0084	.1005	.0283	.0123
25000 ET +	6	(1.23)	.1165	.0400	.1571	.2274	.1583	.1922	.0152	.0228	.0123	.0287	.0126	.0167

CONCLUSION

Dans la présente étude nous avons d'abord développé une méthodologie permettant d'analyser l'impact des changements structurels sur les choix de résidence. Cette méthodologie a été ensuite appliquée aux données de la Région Métropolitaine de Montréal. Toutefois, les problèmes de l'échantillon ont largement compliqué l'expérimentation et dans certains cas sont à la source de la moins bonne performance du modèle.

Malgré ces quelques difficultés, le modèle de choix probabiliste estimé nous fournit une information fort utile sur les probabilités de choix de différentes alternatives de logement et sur la sensibilité de ces probabilités aux variations des caractéristiques socio-économiques ou encore des prix. En particulier, peu de modèles ont été en mesure d'intégrer de façon explicite l'influence des prix du logement dans la séquence des décisions d'habitat.

De plus, la combinaison du modèle de choix probabiliste au modèle de minimisation de l'information permet d'assurer la cohérence de ces choix avec les contraintes agrégées sur l'offre. En particulier, la combinaison de ces deux modèles permet d'expliciter l'influence sur les choix de logement de différents scénarios de composition de la demande compte tenu de la structure du stock. Dans ce contexte, nous avons examiné différents scénarios de vieillissement de la population et de diminution de la taille des ménages avec et sans modification de la composition du stock.

A certains égards, l'utilisation du modèle aux seules analyses de scénario ne rend pas justice au potentiel de ce type de modèle. Nous n'avons pas voulu développer davantage cet aspect pour la simple raison que l'étude dans son ensemble met plutôt l'accent sur la conception même du modèle. Toutefois, sur ce dernier aspect, il serait possible

d'expérimenter davantage, au plan du choix du niveau d'agrégation retenu pour définir les groupes socio-économiques, au plan des méthodes de résolution du problème de minimisation de l'information afin d'atteindre l'optimum et finalement sur des formulations alternatives du modèle de choix simultané. Ceci pourrait faire l'objet d'extensions possibles de la présente étude.

BIBLIOGRAPHIE

ALONZO, W., Location and Land Use, Harvard University Press, 1964.

ANAS, A. Residential Location Markets and Urban Transportation, Academic Press, 1982.

ANAS, A. "Discrete Choice Theory, Information Theory and Multinomial Logit and Granty Models", Transportation Research, Vol. 17, No. 1, 1983.

BOX, G.P. et COX, D.R. "An Analysis of Transformation", Journal of Royal Statistical Society, No. 26, 1964.

DIVAY, G. et autres, La dynamique des espaces résidentiels, INRS-URBANISATION, 1982.

DANSEREAU, F., et FORTIN, G. "Les NER de Montréal et de Québec; traits généraux de l'univers et de l'échantillon", INRS-URBANISATION, Etudes et Documents, No. 15.

GUSTAFSSON, J.R., HARSMAN, B., et SNICKARS, F.. Medium Term Forecasting Models for the Housing Market. The Stockolm Case, TRITA-MAF 3 PPRSA

HENSHER, D.A. et JOHNSON, L.W. Applied Discrete Choice Modelling, John Wiley & Sons, 1981.

HOBSON, A. A New Theorem of Information Theory, Journal of Statistical Physics, 1969.

INGRAM, G., KAIN, J.F. et autres The National Bureau of Economic Research, Detroit Prototype, Urban Simulation Model, Columbia Univerisity Press, 1972.

LANCASTER, K.J. Consumer Demand: A New Approach, Columbia University Press, 1971.

LOS, M. "Discrete Choice Modelling and Disequilibrium in Land and Transportation Planning", Working Paper No. 137, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal, 1979.

MCFADDEN, D. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior" in Zarembka, Ed. Frontiers in Econometrics, Academic Press, N.Y.

MCFADDEN, D. "Modelling the Choice of Residential Location" in Kaklquist et al. , Spatial Interaction and Planning Theory, 1978.

MCFADDEN, D., "Quantitative Methods for Analysing Travel Behaviour of Individuals: Some Recent Developments", in Hensher et Stopher Ed. Behavioural Travel Modelling, Crown Helm, London 1979.

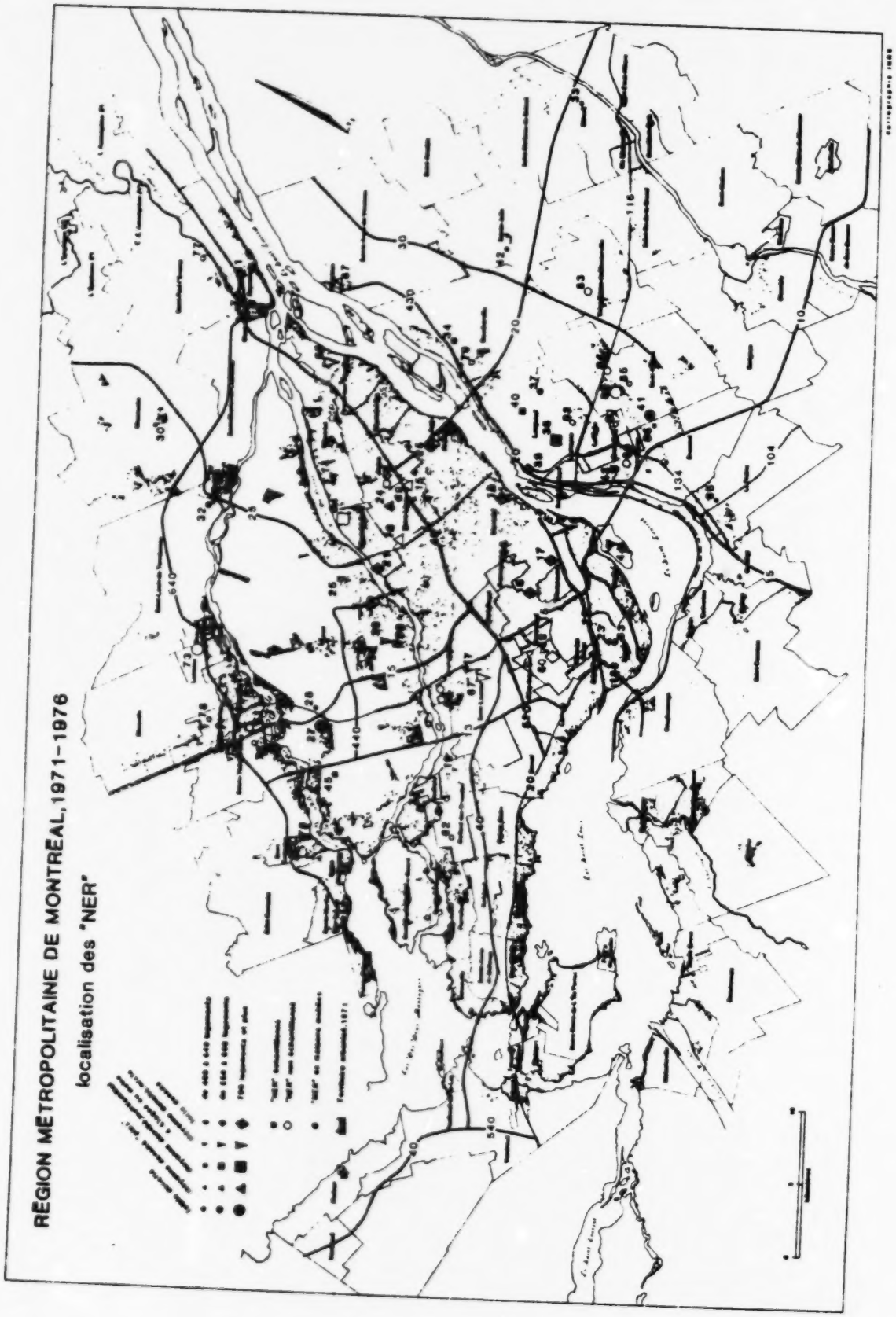
MCFADDEN, D., "On the Use of Probabilistic Choice Models in Economics" Presentation at the Meeting of the A.E.A., Chicago 1978.

MUTH, R.F., Cities and Housing, University of Chicago Press, 1969.

QUIGLEY, J., "Housing Demand in the Short Run: An Analysis of Polytomous Choice", Explorations in Economic Research, 3, 1976.

SNICKARS, F. et WEIBULL, J.W., Information Principle: Theory and Practice. Regional Science and Urban Economics, 7, 1977.

SHEELE, M., L'élasticité de la demande de logement au Canada, Statistique Canada, Cat. No. 99-763, 1979.


RÉGION MÉTROPOLITAINE DE MONTRÉAL, 1971-1976
localisation des "NER"

COTREM

conseil des transports de la région de Montréal

région métropolitaine

système de 200 zones permettant la correspondance entre les zones d'enquête O-D CTCUM -1978- et les secteurs de recensement -1978- Statistique Canada

TABLEAU A1

RESULTATS DE REGRESSION DU MODELE HIERARCHIQUE

2 niveaux[a)]

	Niveau 1	Niveau 2	
	Choix de la grandeur du logement	Choix du type de logement	
	Pr(G)	$Pr(D \mid G_1)$	$Pr(D \mid G_2)$
	(1)	(2)	(3)
Constantes spécifiques	2,39 (8,36)		
- Détaché		-0,660 (9,43)	3,230 (1,55)
- Attaché		-2,076 (2,34)	2,730 (1,29)
- Plex propriétaire		0,839 (1,225)	6,540 (3,14)
- Plex locataire		-4,01 (4,65)	1,050 (0,48)
- Walk-up		1,60 (2,55)	5,690 (2,66)
Age	-0,010 (2,38)		
- Détaché		-0,024 (2,61)	-0,04 (1,61)
- Attaché		-0,028 (2,19)	-0,038 (1,42)
- Plex propriétaire		-0,043 (4,68)	-0,069 (2,63)
- Plex locataire		0,012 (1,13)	-0,014 (0,05)
- Walk-up		-0,490 (6,05)	-0,076 (2,80)
Taille	-0,301 (7,03)		
- Détaché		1,610 (9,16)	1,070 (2,96)
- Attaché		1,640 (8,50)	0,910 (2,47)
- Plex propriétaire		0,867 (4,74)	0,554 (1,51)
- Plex locataire		1,830 (9,70)	0,964 (2,58)
- Walk-up		0,733 (4,26)	0,628 (1,69)
Revenu(000)	-0,0189 (3,14)		
- Détaché		0,039 (2,59)	-0,003 (0,089)
- Attaché		0,024 (1,29)	-0,012 (0,388)
- Plex propriétaire		-0,105 (5,32)	-0,168 (4,89)
- Plex locataire		-0,001 (0,05)	-0,035 (1,01)
- Walk-up		-0,085 (5,12)	-0,167 (4,56)
Loyer (00)	-0,602 (1,62)	-1,114 (7,02)	-0,954 (4,18)
# observations	1351	859	492
$(rho)^2$	0,042	0,1864	0,138
x^2	74,5	532	210

a) Pour une explication des statistiques, référer à la note du tableau 4,7.

POOR

QUALITY

ORIGINAL